

Convergence budgétaire et volatilité des conditions monétaires dans la zone Euro : pistes théoriques et éléments d'appréciation empiriques

Angel Asensio (2)
Christophe Blot (1)
Gilbert Colletaz (1)
Francisco Serranito (2)
Patrick Villieu (1)

(1) LEO-Université d'Orléans
(2) CEPN-Université de Paris 13

version révisée juin 2003 (*)

Résumé : *L'objectif de cet article est de tenter d'apprécier le mouvement de convergence budgétaire dans les principaux pays de la zone Euro depuis 1970 et ses implications sur les conditions de la politique monétaire commune (taux d'intérêt et taux de change) et l'inflation. A cette fin, on construit, dans un premier temps, une représentation théorique simple d'une union monétaire hétérogène ouverte sur l'extérieur, afin d'examiner les principaux canaux de transmission de la convergence des dépenses publiques sur la politique monétaire commune, selon les modalités de cette convergence. Dans un deuxième temps, on mène une analyse empirique de la convergence budgétaire dans la zone Euro, en affinant la distinction cycle-tendance et en analysant un large spectre d'indicateurs budgétaires. Les résultats montrent que le mouvement de convergence des soldes budgétaires (courants ou structurels), remarquable dans les années quatre-vingt-dix, masque une interruption du processus de convergence des dépenses et des recettes publiques. Nous mettons ensuite en évidence l'existence d'une corrélation positive entre les indicateurs de sigma-convergence budgétaire et la variabilité des conditions monétaires (variance du taux de change euro-dollar reconstruit sur la période 1970-2000, et variance du taux d'intérêt) et de l'inflation dans la zone Euro.*

Cet article a bénéficié du support financier de la Fondation Banque de France pour la Recherche.

(*) Cet article a été présenté aux Journées de l'AFSE à Lille (mai 2003) et en séminaire interne au CREREG (Université de Rennes), au LEO (Université d'Orléans) et à la Banque de France. Nous remercions les différents intervenants, et en particulier Henri Pagès, Christophe Tavera, Franck Martin, Christophe Hurlin et un rapporteur anonyme de la Banque de France pour leurs commentaires.

0. Introduction

A l'exception du Japon, les déficits publics se sont fortement réduits dans les grands pays industrialisés de 1993 à 2002. Dans la zone Euro, cette évolution revêt une importance particulière : d'une part, le mouvement d'ajustement budgétaire s'inscrit dans une procédure institutionnelle de limitation des déficits, et, d'autre part, les politiques budgétaires des Etats membres peuvent porter atteinte à la crédibilité et à la stabilité des conditions de la politique monétaire commune.

Les premières études sur la convergence des politiques budgétaires au sein de l'Union Européenne se sont attachées à mettre en évidence l'existence de corrélations entre les chocs structurels issus d'une modélisation de type VAR (De Bandt et Mongelli, 2000, Bruno, 1999a et b). Mais la question de la convergence des soldes ou des dépenses publiques des différents Etats membres soulève au moins deux autres aspects intéressants.

En premier lieu on peut s'interroger sur les implications d'une intégration croissante des économies européennes quant à l'hétérogénéité des politiques budgétaires. En effet, les différentes étapes du processus de la construction européenne depuis la signature du traité de Rome en 1957 ont pu favoriser, bien avant l'adoption de la monnaie unique, la convergence des politiques budgétaires. Par ailleurs, le respect des critères de Maastricht et l'accord sur le Pacte de Stabilité et de Croissance ne constituent sans doute pas une condition suffisante à la convergence. En particulier, l'objectif de limiter les soldes publics à 3% du PIB n'implique pas obligatoirement une convergence des soldes primaires et corrigés des variations cycliques du fait de niveaux d'endettement différents et des décalages conjoncturels. De plus, le respect des critères de déficit ne signifie pas que la dispersion des dépenses ou des recettes des Etats membres diminue, car les préférences nationales en matière d'offre de biens publics et de choix de prestations sociales peuvent différer.

En second lieu, l'évolution de la convergence des politiques budgétaires a sans doute des répercussions importantes sur la conduite de la politique monétaire unique et, par-là, sur le taux d'inflation moyen de la zone ainsi que sur le niveau et les variations de l'euro. Dans cette optique, il convient de souligner que la zone euro est une union monétaire hétérogène, dans laquelle la convergence budgétaire n'est pas seulement un phénomène exogène, mais peut résulter d'une réduction de l'hétérogénéité « structurelle ». Il faut alors différencier l'impact de cette dernière de celle d'une convergence « institutionnelle » par des critères de finances publiques sur la politique monétaire de la zone.

L'objectif de cet article est de tenter d'apprécier le mouvement de convergence budgétaire dans les principaux pays de la zone Euro depuis 1970 et ses implications sur les conditions de la politique monétaire commune (taux d'intérêt et taux de change) et le taux d'inflation. A cette fin, on construit, dans un premier temps, une représentation théorique simple d'une union monétaire hétérogène ouverte sur l'extérieur, afin d'examiner les principaux canaux de transmission de la convergence des dépenses publiques sur la politique monétaire commune. La modélisation proposée distingue plusieurs modalités de convergence budgétaire : réduction de la dispersion des chocs budgétaires asymétriques, baisse de la variance des chocs symétriques ou asymétriques auxquels répondent les politiques budgétaires, réduction des stabilisateurs automatiques ou baisse du degré d'asymétrie structurelle (des négociations salariales) dans la zone. Il est en effet difficile de soutenir que la convergence budgétaire est un phénomène purement exogène, et ces quatre modalités couvrent les principaux aspects, exogènes ou endogènes, du mouvement de convergence budgétaire. Le modèle met alors en évidence l'existence d'une corrélation positive, de nature causale ou non, entre la convergence budgétaire à l'intérieur de la zone et la volatilité du taux de change et du taux d'intérêt de l'union, quelles que soient les modalités de cette

convergence. Convergence budgétaire et stabilisation des conditions monétaires de l'union vont donc de pair. En revanche, le lien entre convergence budgétaire et stabilisation du revenu et de l'inflation dans l'union est plus ambigu, la convergence pouvant s'avérer coûteuse en termes de volatilité du taux d'inflation et du revenu moyens de la zone si elle repose sur une réduction de la capacité de stabilisation budgétaire. Ces résultats ont des implications sur la règle de Taylor optimale devant être suivie par la banque centrale commune. Si la convergence budgétaire est obtenue par une limitation des stabilisateurs automatiques, la politique monétaire commune doit se substituer aux politiques budgétaires, et la réaction du taux d'intérêt à l'inflation et à l'output-gap doit être accrue. Si au contraire la convergence est de nature structurelle (réduction de l'hétérogénéité des négociations salariales), l'élasticité du taux d'intérêt à l'output-gap ne doit pas être modifiée, mais son élasticité à l'inflation doit être réduite (plus l'union est homogène, plus la politique monétaire commune est efficace dans la stabilisation de l'inflation).

Dans un deuxième temps, on mène une analyse empirique de la convergence budgétaire dans la zone Euro. Cette question n'a donné lieu qu'à peu d'études économétriques qui traitent essentiellement de la convergence dans le cadre des critères de finances publiques définis par le traité de Maastricht. Ainsi, Nehls-Obegi & Ripert (2000) examinent la tendance moyenne des indicateurs budgétaires dans la zone euro et mettent notamment en évidence une forte réduction des déficits structurels de 1995 à 1998 qui se serait interrompue par la suite. Dans ce travail, il faut noter que la question de la convergence se résume à vérifier l'existence d'une tendance à la baisse des soldes. Dans une optique différente, De Bandt & Mongelli (2000) assimilent la convergence à l'existence de relations de cointégration entre les variables budgétaires des pays considérés. En ce sens, ils concluent à la convergence des recettes, à un degré moindre à celle des dépenses mais ne peuvent la mettre en évidence sur les soldes.

Dans cet article, on définit la convergence en termes de réduction de la variance en coupe instantanée (sigma-convergence) des grandeurs budgétaires. Au moyen de cette définition, nous réexaminons l'hypothèse de convergence budgétaire dans la zone Euro notamment en affinant la distinction cycle-tendance et en analysant un large spectre d'indicateurs budgétaires. Les résultats montrent que le mouvement de convergence des soldes budgétaires (courants ou structurels), remarquable dans les années quatre-vingt-dix, masque une interruption du processus de convergence des dépenses et des recettes publiques. Si la convergence des soldes a surtout été effective depuis le début des années 1990, celle des dépenses ou des recettes publiques a commencé bien avant cette date puisqu'on l'observe dès la fin des années 1970. Toutefois, sur la dernière décennie, il semble que ce processus se soit arrêté.

Par la suite, l'article met en évidence l'existence d'une corrélation positive entre les indicateurs de sigma-convergence budgétaire et la variabilité des conditions monétaires (variance du taux de change euro-dollar reconstruit sur la période 1970-2000, et variance du taux d'intérêt) et de l'inflation dans la zone. On montre également que la seule référence à la dispersion des soldes budgétaires est insuffisante, un risque d'instabilité des conditions monétaires étant peut être prioritairement associé à la dispersion des dépenses publiques, au moins sur les dernières années.

La première section présente un bilan rapide des éléments favorisant la convergence des politiques budgétaires (risques de concurrence fiscale liés à l'intégration économique et monétaire, objectif de budget équilibré à moyen terme, degré de symétrie des chocs et asymétries structurelles dans l'Union). La deuxième section présente le modèle théorique, la troisième et la quatrième examinent les indicateurs de sigma-convergence budgétaire. Dans la troisième section, on étudie l'évolution des indicateurs de sigma-convergence pour les différentes variables budgétaires. On montre, en particulier, que si les soldes ont nettement

convergé dans les années quatre-vingt-dix, la convergence des dépenses et des recettes publiques s'est semble-t-il arrêtée au cours de la même période. Dans la section quatre, des tests de racine unitaire avec rupture viennent confirmer cette analyse. Enfin, la cinquième section présente les résultats des régressions obtenues sur les conditions monétaires.

1. Facteurs de convergence dans la zone Euro

En dépit du Pacte de Stabilité et de Croissance et des objectifs de finances publiques à moyen terme, le problème de la convergence budgétaire dans la zone Euro n'est pas réglé, des tendances centrifuges existent dans la zone, en raison d'un manque de coordination des politiques budgétaires, associé à la persistance de chocs asymétriques et l'existence d'asymétries structurelles importantes.

11/ Ajustement budgétaire et Pacte de Stabilité

Les contraintes imposées par les critères de Maastricht, renforcées par le Pacte de Stabilité et de Croissance ne constituent pas une condition suffisante pour assurer la convergence des politiques budgétaires au sein de l'UEM. D'une part, le respect des critères n'est imposé que pour une mesure précise du déficit budgétaire (solde total courant) et il est possible que les soldes primaires ainsi que les soldes structurels, qui reflètent plus fidèlement les orientations de la politique budgétaire, n'exhibent pas de tendance à la convergence. D'autre part, la question des déficits ne résout pas celle des dépenses publiques des différents Etats membres. Même si le financement monétaire est proscrit (article 104 du Traité) et si les possibilités d'endettement des Etats sont limitées, l'ajustement budgétaire peut reposer sur les dépenses ou sur la fiscalité, modalités sur lesquelles le Pacte de stabilité ne pose pas de restriction.

Pourtant ces deux modalités d'ajustement peuvent avoir des conséquences très différentes. L'expérience récente montre que les ajustements budgétaires expansionnistes sont envisageables lorsqu'ils se concentrent essentiellement sur les dépenses. Ainsi, Alesina & Ardagna (1998) recensent tous les épisodes d'ajustements budgétaires qui ont été entrepris par les pays de l'OCDE depuis 1960 et montrent alors que les ajustements qui ont réussi et ceux qui ont eu des effets expansionnistes sont ceux qui portaient sur des réductions de dépenses publiques, au contraire des ajustements portant sur des augmentations d'impôts, qui n'auraient pas une probabilité de réussite aussi élevée. L'élément déterminant de ce résultat, semble résulter de la composition de l'ajustement et non de sa taille¹. Au-delà d'un strict contrôle des déficits budgétaires, il faut alors s'interroger sur la convergence des dépenses et des recettes publiques : des modalités d'ajustement budgétaires différentes dans l'union n'ont pas la même probabilité de succès.

12. Une convergence par la concurrence fiscale ?

L'harmonisation de la fiscalité à l'échelle européenne rencontre de nombreuses difficultés tant les divergences de point de vue sont marquées entre les différents Etats². De plus, toute décision en la matière doit au préalable faire l'objet d'un vote à l'unanimité ce qui

¹ L'un des principaux arguments en faveur de la réduction des dépenses tient au fait que la diminution des salaires versés par les administrations publiques ainsi que la baisse des transferts constituent une baisse des dépenses permanentes ce qui accroît la crédibilité de l'ajustement.

² Voir notamment sur ce sujet le rapport établi par le Commissariat Général au Plan (1999) ainsi que le Rapport sur l'état de l'Union européenne (1999) et Hoeller, Louppe et Vergriete (1996).

constitue un frein certain sur ce domaine. Ainsi, même si « la Commission préconise une harmonisation principalement dans les domaines de la fiscalité des entreprises, de la TVA et de l'épargne... » (Rapport sur l'état de l'Union européenne, 1999), les projets d'uniformisation sur ces différents aspects ne semblent pas aboutir, et, par ailleurs, les autres domaines, tels que l'imposition du facteur travail, restent la prérogative des Etats membres qui semblent peu enclin à abandonner une part supplémentaire de leur souveraineté.

Ce manque de coordination ne conduit pas forcément à l'hétérogénéité budgétaire, puisque la convergence peut être obtenue en laissant jouer la concurrence fiscale entre pays. Même si la mobilité du travail a semble-t-il peu évolué, la mobilité du capital s'est fortement développée depuis l'avènement du Marché Unique en 1993 et la libre circulation des capitaux. En conséquence, de fortes différences de taxation sur les produits financiers, sont susceptibles d'entraîner des mouvements de capitaux importants³. Hugounenq, Le Cacheux et Madiès (1999) notent ainsi que les pressions à la concurrence fiscale s'exercent déjà sur la taxation des produits de placements financiers et sur les taux d'imposition sur les sociétés. Néanmoins, les comparaisons internationales de rendement après impôt sur les produits d'épargne restent encore extrêmement difficiles, et ce manque de clarté limite sans doute la diversification internationale des portefeuilles.

La concurrence fiscale peut aussi encourager certains Etats à pratiquer une politique de moins disant fiscal et social afin d'attirer les entreprises, ce qui contribue à augmenter la pression fiscale exercée sur les bases les moins mobiles, pénalisant alors les revenus liés au travail. A titre d'exemple, Bénassy-Quéré et Labrèche-Révil (1999) soulignent qu'une concurrence sociale très marquée entraînerait une diminution des recettes fiscales de 20% en France ; ces pertes devant alors être compensées par une hausse des autres prélèvements. Pourtant, aussi longtemps que les Etats souhaitent maintenir l'offre de biens et services publics de façon indépendante, ils devront avoir recours à une taxation plus forte des bases les moins mobiles (voir Hoeller, Louppe et Vergriete, 1996).

Les ménages européens sont-ils prêts à assumer la charge fiscale associée, ou les Etats souverains seront-ils amenés à réduire leur offre de biens publics et de protection sociale, ou en tout cas à converger vers un niveau identique de recettes et de dépenses publiques ? L'exemple de la fédération suisse peut, à cet égard, servir de référence intéressante dans la mesure où cette fédération rencontre également des problèmes liés aux barrières linguistiques ; le facteur travail étant de ce fait peu mobile. Il semble bien que les différents cantons aient une offre différenciée de biens publics et que par conséquent, les ménages acceptent sans grande difficulté des différences en matière d'imposition sur le revenu (voir Hoeller, Louppe et Vergriete, 1996). La concurrence fiscale, lorsqu'elle s'exerce, ne conduit donc pas nécessairement à l'homogénéité des politiques budgétaires (voir également sur ce point, Artus, 2001).

13. Une Union plus symétrique ?

Les asymétries qui subsistent au sein de l'UEM sont de deux ordres. Elles concernent d'une part, les chocs qui affectent les différents pays européens et d'autre part, les asymétries structurelles entre les différents pays membres (hétérogénéité).

L'absence de budget fédéral conséquent au niveau communautaire contraint les Etats membres à répondre eux-mêmes aux chocs asymétriques. Si l'Union est caractérisée par une forte asymétrie des chocs, il est alors probable que les dépenses publiques ne convergent pas puisque les pays, ne disposant plus du taux de change, devront effectuer les réglages conjoncturels en utilisant la politique budgétaire. La question essentielle est alors celle de la

³ On a pu le constater en 1989 lorsque l'Allemagne a souhaité instaurer un prélèvement à la source de 10%, ce qui a engendré d'importantes fuites de capitaux vers le Luxembourg.

nature des chocs qui affectent la zone euro. A cet égard, Boone (1997) montre qu'il y a peu de convergence des chocs d'offre dans l'union. En ce qui concerne les chocs de demande (au sein desquels figurent les chocs budgétaires), ses conclusions sont de deux ordres. D'une part, elle constate que s'il y a convergence, alors celle-ci ne s'effectue que par rapport à l'Allemagne, c'est-à-dire que l'ensemble des pays européens⁴ converge uniquement vers ce pays et non vers le « noyau dur ». Ensuite, il ressort que les performances en termes de convergence des chocs de demande sont relativement faibles. De plus, celle-ci s'est fortement dégradée au début des années 1990 pour certains pays dont la France et la Belgique. Boone (1997) explique ce mouvement par le choc de la réunification allemande.

Au-delà de la nature des chocs, un autre élément doit être pris en considération. Il s'agit des asymétries structurelles dans l'union. Celles-ci concernent le degré d'ouverture (coexistence de petits et de grands pays), le canal de transmission de la politique monétaire commune (voir Coudert & Mojon, 1997) et le mode de négociations salariales. L'hétérogénéité des marchés du travail est sans doute la forme d'asymétrie la plus importante dans l'union (voir en particulier le rapport Boyer pour le Commissariat Général au Plan, 1999). En effet, les mécanismes de négociation diffèrent fortement en Europe. Il existe, d'une part, des pays où celle-ci s'effectue de façon très centralisée à l'instar de l'Allemagne et d'autres où elle est plus décentralisée sur le modèle américain. Ces deux extrêmes ont pour conséquence une meilleure internalisation des conséquences des hausses de salaire. Il en résulte donc des pressions inflationnistes plus faibles. A l'inverse, le modèle de négociation sectoriel « à la française » peut être à l'origine de tensions plus importantes sur le niveau général des prix. Ces différences de performance en termes d'inflation peuvent créer des tensions sur la conduite de la politique monétaire.

Ce dernier point justifie la démarche théorique envisagée dans la section suivante : il s'agit de construire un modèle simple d'union monétaire en présence d'une hétérogénéité sur le marché du travail, afin d'étudier la relation entre convergence budgétaire et conditions de la politique monétaire commune.

2. Convergence budgétaire et conditions monétaires : un modèle simple

Que peut-on attendre des effets de la convergence (ou de la divergence) budgétaire à l'intérieur de la zone Euro sur les grandeurs moyennes sur lesquelles s'appuie la politique monétaire commune (taux d'intérêt, revenu, inflation, taux de change) ? Pour répondre à cette question, cette section construit un modèle d'union monétaire à deux pays hétérogènes ouverts sur l'extérieur avec règles monétaire et budgétaires, sur la base des modèles stratégiques à anticipations rationnelles à la Rogoff (1985).

2.1. Présentation du modèle

On considère une union monétaire ouverte à deux pays, indicés h et f . Les fonctions d'offre pour la période t sont définies par :

$$(1) \quad y_{it}^s = \alpha (p_{it} - w_{it}) + \mu_{it}, \quad i = h, f$$

⁴ L'étude de la convergence est réalisée à partir des 15 pays de la Communauté. L'hypothèse testée est la suivante : soit le pays i converge vers l'Allemagne ou le « noyau dur » (composé de l'Autriche, la Belgique, la France et les Pays-Bas) ; soit il converge vers le reste du monde identifié par les Etats-Unis.

Les variables sont définies en logarithme. y_i^s représente l'offre (en écart au produit naturel), p_i représente le niveau des prix de production, w_i les salaires nominaux et μ_i un choc d'offre dans le pays i , de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\mu_i}^2$ et non autocorrélé.

Dans chaque pays, les salaires sont indexés pour partie (θ_i) sur le niveau anticipé des prix à la consommation dans l'union (p^c) et pour partie ($1-\theta_i$) sur le prix courant dans le pays i . L'intuition de cette détermination des salaires s'inspire du « modèle des îles » de Lucas (1973) : les salariés connaissent le prix de production courant dans leur pays, mais non le niveau général des prix dans l'union. Le coefficient θ_i peut être interprété comme le degré de rigidité salariale dans chaque pays (part des salaires qui ne répond pas aux chocs courants). Soit :

$$(2) \quad w_{it} = \theta_i E_{t-1} p_t^c + (1-\theta_i) p_{it}, \quad i = h, f$$

où E_{t-1} représente l'opérateur d'anticipations rationnelles (espérance conditionnelle à l'information en $t-1$, c'est-à-dire avant les chocs courants).

Les fonctions d'offre deviennent :

$$(3) \quad y_{it}^s = \alpha \theta_i (p_{it} - E_{t-1} p_t^c) + \mu_{it}, \quad i = h, f$$

Les fonctions de demande dépendent d'un effet compétitivité, d'un indicateur de politique budgétaire (déficit ou dépenses publiques) g_i du taux d'intérêt réel de l'union (r) et d'un choc de demande (v_i) de moyenne nulle, de variance $\sigma_{v_i}^2$ et non autocorrélé :

$$(4) \quad y_{it}^d = a(p_t^c - p_{it}) + g_{it} - br_t + v_{it}, \quad i = h, f$$

L'indice des prix à la consommation dans l'union est une moyenne pondérée du niveau moyen de prix de production dans l'union ($p \equiv \frac{1}{2}(p_h + p_f)$) et du niveau de prix dans le reste du monde ($p^* - e$), où e est le taux de change nominal de la monnaie de l'union contre la monnaie du reste du monde (coté au certain). Soit β la propension à importer dans l'union, il vient :

$$(5) \quad p_t^c = p_t - \beta z_t$$

où $z_t \equiv e_t + p_t - p_t^*$ est le taux de change réel de l'union (une augmentation de z traduit une appréciation réelle de la monnaie de l'union).

Le taux d'intérêt réel est défini comme le taux nominal (R) diminué du taux d'inflation anticipé, soit : $r_t = R_t - E_t \pi_{t+1}$, où $\pi_{t+1} \equiv p_{t+1}^c - p_t^c$ est le taux d'inflation de l'union. Le taux d'intérêt nominal satisfait la condition de parité non couverte :

$$(6) \quad R_t = R_t^* - E_t e_{t+1} + e_t$$

où R^* est le taux d'intérêt nominal du reste du monde.

Outre les chocs d'offre et de demande, la seule forme d'hétérogénéité « structurelle » dans l'union porte sur les négociations salariales (θ_i). Pour caractériser l'effet d'une modification de l'hétérogénéité indépendamment des effets de moyenne, on définit ce coefficient en écart à sa moyenne. Soit $\theta \equiv \frac{1}{2}(\theta_h + \theta_f)$ le coefficient moyen de rigidité salariale dans l'union, on définit $\varepsilon^2 < 1$ comme le degré d'asymétrie des négociations salariales, avec : $\theta_h = (1 + \varepsilon)\theta$ et $\theta_f = (1 - \varepsilon)\theta$.

L'offre et la demande moyennes de l'union s'écrivent alors respectivement :

$$(7) \quad y_t^s = \alpha\theta(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + \alpha\theta\beta z_t + \alpha\theta\varepsilon\bar{p}_t + \mu_t$$

$$(8) \quad y_t^d = -a\beta z_t + g_t - br_t + v_t$$

et en différence :

$$(9) \quad \bar{y}_t^s = \alpha\theta\varepsilon(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + \alpha\theta\beta\varepsilon z_t + \alpha\theta\bar{p}_t + \bar{\mu}_t$$

$$(10) \quad \bar{y}_t^d = \bar{g}_t - a\bar{p}_t + \bar{v}_t$$

où le taux d'inflation courant est : $\pi_t \equiv p_t^c - p_{t-1}^c$. Pour toute variable x_t , on a : $x \equiv \frac{1}{2}(x_h + x_f)$

et $\bar{x} \equiv \frac{1}{2}(x_h - x_f)$. Par ailleurs : $x_h = x + \bar{x}$ et $x_f = x - \bar{x}$, de sorte qu'on peut définir x comme la composante symétrique et \bar{x} comme la composante asymétrique de x_t .

La politique budgétaire est la somme d'un choc aléatoire non autocorrélé (δ_i) de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\delta_i}^2$, représentant la composante discrétionnaire des dépenses ou des déficits publics, et d'une règle de réponse à l'output gap ($-\eta y_i$), représentant la composante contracyclique⁵ :

$$(11) \quad g_{it} = \delta_{it} - \eta y_{it}, \text{ pour } i = h, f$$

Afin d'éviter d'avoir à étudier la réaction des politiques du reste du monde à celles de l'union, on considère que cette dernière est preneuse de prix sur les marchés internationaux. On normalise à zéro le taux d'intérêt nominal et le niveau des prix étrangers ($R_t^* = p_t^* = 0$), de sorte que le taux d'intérêt réel de l'union s'écrit, à l'aide de (6) :

$$(12a) \quad r_t = -(1 - \beta)(E_t z_{t+1} - z_t)$$

⁵ Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, cette règle est connue du secteur privé. On peut aisément la dériver de la minimisation d'une fonction de perte gouvernementale.

Par ailleurs, puisque le modèle est statique (les chocs aléatoires ne sont pas autocorrélés, et aucune structure de retard n'a été introduite), une bonne conjecture est que les anticipations rationnelles soient statiques (voir, par exemple, Rogoff, 1985)⁶, de sorte que $E_t z_{t+1} = E_{t-1} z_t$. En écrivant les équations (7) à (11) en valeur anticipée (avec $E_{t-1} y_t^s = E_{t-1} y_t^d = 0$ et $E_{t-1} \bar{y}_t^s = E_{t-1} \bar{y}_t^d = 0$, puisque le revenu est défini en écart au produit naturel) on voit clairement que le taux de change réel et le taux d'intérêt réel espérés sont nuls à l'équilibre ($E_{t-1} z_t = E_{t-1} r_t = 0$), ce qui vérifie la conjecture, de sorte que (12a) devient :

$$(12b) \quad r_t = (1 - \beta) z_t$$

L'équilibre agrégé de l'union ($y_t^s = y_t^d$) et l'équilibre en différence ($\bar{y}_t^s = \bar{y}_t^d$) fournissent alors deux relations entre le taux de change réel (donc le taux d'intérêt réel via (12b)), l'écart de prix dans l'union et l'inflation non anticipée ($\tilde{\pi}_t \equiv \pi_t - E_{t-1} \pi_t$) :

$$(14) \quad (1 + \phi + \eta) \alpha \theta \beta z_t = -\alpha \theta (1 + \eta) \tilde{\pi}_t - \alpha \theta (1 + \eta) \varepsilon \bar{p}_t + \lambda_t - (1 + \eta) \mu_t$$

$$(15) \quad \alpha \theta (1 + \gamma + \eta) \bar{p}_t = -\alpha \theta (1 + \eta) \varepsilon \beta z_t - \alpha \theta (1 + \eta) \varepsilon \tilde{\pi}_t + \bar{\lambda}_t - (1 + \eta) \bar{\mu}_t$$

où : $\gamma \equiv a / \alpha \theta$, $\phi \equiv \frac{a\beta + b(1-\beta)}{\alpha\theta\beta}$ et $\lambda_t \equiv v_t + \delta_t$ représente le choc de demande agrégé, qui comprend une composante de demande publique (δ) et une composante de demande privée (v).

22. Politique monétaire et résolution du modèle

L'instrument de politique monétaire est le taux d'intérêt (nominal ou réel), que la banque centrale manie afin de minimiser une fonction de perte, que l'on définira plus bas. Il est donc pratique de déterminer les différentes variables du modèle en fonction de cette variable instrumentale de la banque centrale.

Pour ce faire, on remarque d'abord que les relations (8), (11) et (12b) fournissent le produit moyen d'équilibre de l'union ($y = y^d$) en fonction du taux d'intérêt (« courbe IS ») :

$$(16) \quad y_t = \frac{1}{1 + \eta} (\lambda_t - \sigma r_t) \quad \text{où} \quad \sigma \equiv \frac{\alpha \beta \theta \phi}{1 - \beta}.$$

On déduit ensuite l'inflation non anticipée comme fonction linéaire du taux d'intérêt dans (12b), (14) et (15) :

⁶ Les solutions seront de la forme $x_t = f_{in}(paramètres) + g_{in}(bruits\ blancs)$, soit : $E_t x_{t+1} = E_{t-1} x_t$. Avec ici en l'occurrence $f_{in}(paramètres) = 0$ puisque le modèle est construit en écart.

$$(17) \quad \tilde{\pi}_t = \frac{\frac{-B\sigma}{(1+\eta)}r_t + (B-A)\lambda_t - \varepsilon\phi\bar{\lambda}_t + \varepsilon(1+\eta)\phi\bar{\mu}_t - \phi(1+\gamma+\eta)\mu_t}{\alpha\theta\phi A}$$

où $A \equiv \gamma + (1+\eta)(1-\varepsilon^2)$ et $B = (1+\gamma+\eta)(1+\phi+\eta) - (1+\eta)^2 \varepsilon^2$

Les relations (16) et (17) montrent que l'inflation (non anticipée) et le revenu dépendent négativement du taux d'intérêt, comme il est coutume. De manière naturelle, à taux d'intérêt inchangé, les chocs symétriques de demandent exercent une pression inflationniste ($B > A$), et les chocs d'offre exercent une pression déflationniste. L'influence des chocs asymétriques dépend quant à elle, bien sûr, du signe des asymétries. Le fait que le revenu d'équilibre ne dépend pas directement des chocs d'offre dans (16) s'explique par le contrôle potentiel de la demande par le taux d'intérêt (duquel dépend exclusivement le taux de change réel). Bien sûr, le revenu dépendra des chocs d'offre par la réaction du taux d'intérêt à ces chocs, en fonction de la politique monétaire de la banque centrale, comme on va le voir.

A chaque période t , la banque centrale commune de l'union choisit, après avoir pris connaissance des chocs courants, la trajectoire de taux d'intérêt qui minimise la fonction de perte suivante : $L = E_t \left[\sum_{s=t}^{+\infty} \kappa^s L_s \right]$, où κ est le taux d'escompte de la banque centrale. Comme le modèle est statique, cet objectif revient à choisir le taux d'intérêt qui minimise la perte courante à chaque période :

$$(18) \quad L_t = \frac{1}{2} \left[\rho_y (y_t)^2 + \rho_\pi (\pi_t)^2 + \rho_r (r_t)^2 \right]$$

où ρ_y , ρ_π et ρ_r symbolisent les préférences relatives pour la stabilisation de l'activité, de l'inflation et du taux d'intérêt, et y_t et π_t sont respectivement définis dans (16) et (17).

La fonction de perte (18) suppose que la banque centrale ne se préoccupe que des grandeurs moyennes de la zone⁷ et qu'elle n'a pas de biais inflationniste (on ne s'intéresse qu'au problème de stabilisation des chocs⁸). Dans ces conditions, l'inflation (rationnellement) anticipée par les agents est nulle ($E_{t-1}\pi_t = 0$ et $\tilde{\pi}_t = \pi_t$). En effet, la condition de premier ordre pour la minimisation de (18) s'écrit :

⁷ Nous ne suivons pas ici Penot, Pollin & Seltz (2000) qui préconisent d'introduire un indicateur d'hétérogénéité de la zone dans la fonction de perte de la banque centrale. En effet, l'hétérogénéité intervient dans la règle de politique monétaire, même si la banque centrale commune ne s'intéresse qu'aux grandeurs moyennes de l'union.

⁸ De nombreux auteurs (parmi lesquels en particulier Blinder, 1997) mettent en doute le fait que les banques centrales ont un biais inflationniste : les banques centrales sont davantage critiquées pour être trop restrictives que trop laxistes, il existe des solutions institutionnelles pour éviter le biais inflationniste (indépendance, contrat, cible d'inflation), et le biais inflationniste suppose la présence d'une incompatibilité dans les objectifs poursuivis par l'autorité monétaire. Sans entrer plus avant dans cette discussion, il est clair que la question de la stabilisation optimale des chocs (qui concerne la variance des variables), seule question qui nous préoccupe dans cet article, est orthogonale à celle du biais inflationniste (qui concerne seulement l'espérance de l'inflation). On pourra donc supposer que la banque centrale commune fonctionne avec une cible d'inflation efficace qui élimine tout biais inflationniste moyen (Villieu, 2001, analyse la cible optimale d'inflation dans ce type de modèle avec biais inflationniste).

$$(19) \quad \rho_y \frac{dy}{dr} y_t + \rho_\pi \frac{d\pi}{dr} \pi_t + \rho_r r_t = 0 \Rightarrow E_{t-1} \pi_t = 0, \text{ puisque } E_{t-1} y_t = E_{t-1} r_t = 0$$

La condition (19) correspond, pour la banque centrale, à l'adoption d'une « règle de Taylor » optimale, qui fait dépendre le taux d'intérêt de court terme (nominal ou réel, puisque l'inflation anticipée est nulle) du revenu et de l'inflation (en écart à leur position d'équilibre) :

$$(20) \quad r_t = \Phi y_t + \Omega \pi_t$$

où les pondérations optimales $\Phi \equiv -\frac{\rho_y}{\rho_r} \left(\frac{dy}{dr} \right)$ et $\Omega \equiv -\frac{\rho_\pi}{\rho_r} \left(\frac{d\pi}{dr} \right)$ sont issues de (16), (17) et (19).

Le taux d'intérêt optimal issu de la règle de Taylor (20) dépend donc des différents chocs affectant l'Union. On remarque en particulier que dès qu'il existe une asymétrie structurelle dans la zone ($\varepsilon^2 \neq 0$), la politique monétaire commune doit prendre en compte (via y et π) la stabilisation des chocs d'offre et de demande asymétriques, *même si la banque centrale ne se préoccupe que des grandeurs moyennes de l'union*. Ainsi, on peut calculer la valeur optimale des élasticités du taux d'intérêt à l'inflation et à l'output-gap, en fonction de la réactivité des politiques budgétaires et de l'hétérogénéité de la zone. On montre en particulier que :

$$(21a) \quad \Phi \equiv \frac{\rho_y}{\rho_r} (1+\eta)^{-1} \sigma \Rightarrow \begin{cases} \frac{d\Phi}{d\eta} < 0 \\ \frac{d\Phi}{d\varepsilon^2} = 0 \end{cases}$$

$$(21b) \quad \Omega \equiv \frac{\rho_\pi}{\rho_r} \frac{B}{A} \left[\frac{\beta}{(1+\eta)(1-\beta)} \right] \Rightarrow \begin{cases} \frac{d\Omega}{d\eta} < 0 \\ \frac{d\Omega}{d\varepsilon^2} > 0 \end{cases}$$

Moins les politiques budgétaires sont réactives (η diminue), plus la politique monétaire doit s'attacher à stabiliser l'inflation et le revenu dans l'union. De manière intuitive, la politique monétaire doit ici se substituer aux politiques budgétaires.

Lorsque l'union devient plus hétérogène (ε^2 augmente), l'élasticité du taux d'intérêt à l'output-gap ne doit pas changer, mais le coefficient de l'inflation dans la règle de Taylor optimale doit augmenter. L'absence de réaction du coefficient de l'output-gap tient à ce que l'hétérogénéité de l'union porte exclusivement sur la courbe d'offre. Dans ces conditions, l'élasticité du revenu moyen de l'union au taux d'intérêt dans la « courbe IS » (16) ne dépend pas de l'hétérogénéité. Il en va différemment si l'hétérogénéité passe par le canal de la demande, comme le montre l'annexe 3, qui présente un exemple dans lequel l'hétérogénéité porte sur les stabilisateurs automatiques.

L'accroissement du coefficient de l'inflation dans la règle de Taylor optimale tient à ce que la politique monétaire commune est moins efficace (en termes de stabilisation de

l'inflation, mais pas du revenu moyen) dans une union monétaire hétérogène, aussi faut-il accroître la pondération de l'inflation pour parvenir au degré optimal de stabilisation.

On peut également calculer la modification des coefficients de réaction optimaux lorsque le coefficient moyen de rigidité salariale (θ) varie dans la zone. On montre aisément

dans (21a et b) que : $\frac{d\Phi}{d\theta} = 0$ et $\frac{d\Omega}{d\theta} < 0$. Ces résultats s'interprètent de la même manière :

comme les négociations salariales affectent l'offre globale et que la politique monétaire passe par le canal de la demande, l'élasticité optimale du revenu au taux d'intérêt n'est pas affectée par le degré de rigidité salariale dans (16). En revanche, moins les salaires sont rigides, moins la politique monétaire est efficace pour stabiliser l'inflation⁹, de sorte que le coefficient optimal de réaction à l'inflation doit varier en sens inverse de θ .

23. Convergence budgétaire et volatilité des conditions monétaires

La minimisation de (18) procure le taux d'intérêt optimal pouvant être atteint par règle de politique monétaire (20). Après substitution dans les différentes variables à l'équilibre, étant donnée la structure log-linéaire du modèle, on obtient toutes les variables comme fonctions linéaires des chocs (voir l'annexe 1) :

$$(22) \quad \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ z_t \\ \bar{g}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{a_{11}} & \sqrt{a_{21}} & \sqrt{a_{31}} & \sqrt{a_{41}} \\ \sqrt{a_{12}} & \sqrt{a_{22}} & \sqrt{a_{32}} & \sqrt{a_{42}} \\ \sqrt{a_{13}} & \sqrt{a_{23}} & \sqrt{a_{33}} & \sqrt{a_{43}} \\ \sqrt{a_{14}} & \sqrt{a_{24}} & \sqrt{a_{34}} & \sqrt{a_{44}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_t \\ \bar{\lambda}_t \\ \mu_t \\ \bar{\mu}_t \end{bmatrix}$$

où, d'après les hypothèses, $\lambda_t, \bar{\lambda}_t, \mu_t$ et $\bar{\mu}_t$ sont des variables aléatoires indépendantes et *i.i.d.* et les coefficients a_{ij} , définis dans l'annexe 2, sont des combinaisons non linéaires des paramètres structurels (dont η et ε^2).

On définit la convergence budgétaire comme la sigma-convergence des dépenses publiques c'est-à-dire une réduction de la variance de l'écart de dépenses publiques¹⁰ $Var(\bar{g}_t)$. Comme on l'a vu, il est difficile de prétendre que cette convergence est un phénomène purement exogène dans l'union européenne, aussi le modèle tente-t-il de rendre compte de différents aspects de cette convergence. Ainsi, on peut observer intuitivement dans (11) que la sigma-convergence des dépenses publiques est un processus complexe, qui dépend évidemment de la convergence des chocs budgétaires eux-mêmes ($\sigma_{\frac{g}{\delta}}^2$), mais aussi de la composante contracyclique des politiques budgétaires (η), et, via y , des variances de

⁹ Les variations de taux d'intérêt se transmettent d'abord à la demande, puis, à l'équilibre, à l'offre, et induisent une réaction de l'inflation. A la limite, si l'indexation des salaires sur les prix courants est parfaite (pas de rigidité salariale), l'offre est toujours égale au produit naturel (au choc d'offre près), et les politiques de taux d'intérêt ne se transmettent plus à l'inflation (voir l'équation (17)).

¹⁰ Cette définition correspond à la mesure habituelle de sigma-convergence, que nous utilisons ensuite dans la partie empirique. Dans un monde à deux pays, en effet, la variance en coupe instantanée s'écrit :

$Var(\bar{g}) = E_t [\bar{g}^2] = E_t \left[\left(\frac{g_1 - g_2}{2} \right)^2 \right] = E_t \left[\frac{1}{2} \left[g_1 - \left(\frac{g_1 + g_2}{2} \right) \right]^2 + \frac{1}{2} \left[g_2 - \left(\frac{g_1 + g_2}{2} \right) \right]^2 \right]$, puisque le modèle est centré en espérance.

l'ensemble des chocs exogènes *symétriques ou asymétriques* $(\sigma_\lambda^2, \sigma_{\bar{\lambda}}^2, \sigma_\mu^2, \sigma_{\bar{\mu}}^2)$, et du degré d'hétérogénéité de la zone (ε^2) . Plus précisément, le système (22) permet de décrire simplement la convergence budgétaire dans l'union :

$$(23) \quad Var(\bar{g}_t) = a_{14}\sigma_\lambda^2 + a_{24}\sigma_{\bar{\lambda}}^2 + a_{34}\sigma_\mu^2 + a_{44}\sigma_{\bar{\mu}}^2,$$

La convergence budgétaire peut donc provenir :

- soit de la réduction de la variance d'un ou plusieurs chocs $(\sigma_\lambda^2, \sigma_{\bar{\lambda}}^2, \sigma_\mu^2, \sigma_{\bar{\mu}}^2)$,
- soit de la modification d'un des paramètres structurels (parmi lesquels η et ε^2) donnant lieu à une réduction d'au moins un coefficient a_{i4} .

On cherche à mettre en évidence une corrélation entre ce mouvement de convergence budgétaire et la variabilité des conditions monétaires de la zone. Pour ce faire, on peut définir un « indicateur des conditions monétaires » (moyenne pondérée du taux d'intérêt et du taux de change). En égalisant la demande globale (8) au revenu optimal dans (22), l'ICM optimal apparaît simplement :

$$(24) \quad ICM_t \equiv \psi z_t + (1-\psi)r_t = \frac{1}{a\beta + b}(\lambda_t - (1+\eta)y_t), \text{ où } \psi = \frac{\alpha\beta}{\alpha\beta + b} \text{ et le revenu est défini dans (22).}$$

L'ICM optimal consiste donc à ajuster une moyenne pondérée du taux de change réel et du taux d'intérêt (réel ou nominal, en l'absence de biais inflationniste) à une combinaison linéaire des chocs. La pondération optimale du taux de change (respectivement du taux d'intérêt) correspond au rapport entre l'élasticité de la demande globale à cette variable et la somme des élasticités. Remarquons qu'une règle d'ICM correspond implicitement à une règle de taux d'intérêt, puisque taux de change et taux d'intérêt sont reliés linéairement dans (12b). Taux de change et taux d'intérêt (et par conséquent ICM) ont donc le même comportement qualitatif, et l'on prendra par la suite le taux de change comme indicateur des conditions monétaires de la zone.

De (22) on peut alors écrire :

$$(25) \quad Var(z) = a_{12}\sigma_\lambda^2 + a_{22}\sigma_{\bar{\lambda}}^2 + a_{32}\sigma_\mu^2 + a_{42}\sigma_{\bar{\mu}}^2,$$

Une corrélation positive entre convergence budgétaire et stabilisation des conditions monétaires de la zone peut donc apparaître à la suite d'une modification

- de la variance d'un ou plusieurs chocs $(\sigma_\lambda^2, \sigma_{\bar{\lambda}}^2, \sigma_\mu^2, \sigma_{\bar{\mu}}^2)$,
- ou d'un des paramètres structurels (parmi lesquels η et ε^2) donnant lieu à une évolution de même sens d'au moins un coefficient a_{i4} et a_{i2} (en pratique, on comparera ces coefficients terme à terme).

Une telle corrélation sera de nature causale si elle provient d'une modification de la variance des chocs budgétaires symétriques (σ_δ^2) ou asymétriques (σ_δ^2)¹¹ ou des stabilisateurs automatiques (η), et de nature non causale sinon.

Les variances de l'inflation, du revenu de l'Union, du taux de change réel et de l'écart de dépenses publiques s'écrivent, si les composantes symétriques et asymétriques des chocs ne sont pas corrélées :

- si l'union est peu hétérogène (au voisinage de $\varepsilon^2 = 0$) :

$$\begin{bmatrix} Var(\pi) \\ Var(y) \\ Var(z) \\ Var(\bar{g}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(\varepsilon^2, \eta) & a_{21}(\varepsilon^2, \eta) & a_{31}(\varepsilon^2, \eta) & a_{41}(\varepsilon^2, \eta) \\ a_{12}(\varepsilon^2, \eta) & a_{22}(\varepsilon^2, \eta) & a_{32}(\varepsilon^2, \eta) & a_{42}(\varepsilon^2, \eta) \\ a_{13}(\varepsilon^2, \eta) & a_{23}(\varepsilon^2, \eta) & a_{33}(\varepsilon^2, \eta) & a_{43}(\varepsilon^2, \eta) \\ a_{14}(\varepsilon^2, \eta) & a_{24}(\varepsilon^2, \eta) & a_{34}(\varepsilon^2, \eta) & a_{44}(\varepsilon^2, \eta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\lambda^2 \\ \sigma_{\bar{\lambda}}^2 \\ \sigma_\mu^2 \\ \sigma_{\bar{\mu}}^2 \end{bmatrix}$$

- si l'union est fortement hétérogène (au voisinage de $\varepsilon^2 = 1$) :

$$\begin{bmatrix} Var(\pi) \\ Var(y) \\ Var(z) \\ Var(\bar{g}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(\varepsilon^2, \eta) & a_{21}(\varepsilon^2, \eta) & a_{31}(\varepsilon^2, \eta) & a_{41}(\varepsilon^2, \eta) \\ a_{12}(\varepsilon^2, \eta) & a_{22}(\varepsilon^2, \eta) & a_{32}(\varepsilon^2, \eta) & a_{42}(\varepsilon^2, \eta) \\ a_{13}(\varepsilon^2, \eta) & a_{23}(\varepsilon^2, \eta) & a_{33}(\varepsilon^2, \eta) & a_{43}(\varepsilon^2, \eta) \\ a_{14}(\varepsilon^2, \eta) & a_{24}(\varepsilon^2, \eta) & a_{34}(\varepsilon^2, \eta) & a_{44}(\varepsilon^2, \eta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\lambda^2 \\ \sigma_{\bar{\lambda}}^2 \\ \sigma_\mu^2 \\ \sigma_{\bar{\mu}}^2 \end{bmatrix}$$

Les coefficients a_{ij} sont calculés dans l'annexe 2 et les dérivées partielles sont évaluées pour ρ_r , « petit » par rapport à ρ_π .

Quelques enseignements généraux peuvent être tirés de ces matrices.

- De manière triviale, toute réduction de la variance des chocs, quelle que soit leur nature, donne lieu à une corrélation positive entre convergence budgétaire, stabilisation des conditions monétaires et stabilisation de l'inflation et du revenu moyen de l'union (figure 2.1).
- Une réduction du degré d'asymétrie des négociations salariales (baisse de ε^2) accroît la contribution des chocs de demande symétriques à la variance de l'inflation et du revenu, mais réduit la contribution des chocs d'offre (symétriques ou asymétriques) et des chocs asymétriques de demande. Rendre les marchés du travail moins hétérogènes

¹¹ Rappelons que le choc de demande comprend un terme de dépenses publiques : $\sigma_\lambda^2 = \sigma_\delta^2 + \sigma_v^2$ et $\sigma_{\bar{\lambda}}^2 = \sigma_\delta^2 + \sigma_{\bar{v}}^2$.

est donc particulièrement efficace lorsque ces derniers chocs prédominent. Cette convergence « structurelle » dans l'union donne également lieu à la fois à une sigma-convergence des politiques budgétaires (à condition que les chocs de demande asymétrique ne dominent pas les trois autres types de choc), à une stabilisation de l'indice des conditions monétaires (taux d'intérêt, taux de change) de l'union (figure 2.2), et, à la condition que les chocs symétriques de demande ne dominent pas, à une réduction de la volatilité de l'inflation.

- En revanche, l'un affaiblissement du rôle contracyclique des dépenses publiques (baisse de η) exerce un effet plus ambigu. Cet affaiblissement donne lieu à un phénomène de convergence budgétaire qui stabilise en général les conditions monétaires¹² (figure 2.3), mais qui, cette fois, déstabilise l'inflation et le revenu¹³ moyen de l'union. Dans cette configuration, il y a un prix à payer à la convergence budgétaire et à la stabilité des conditions monétaires, alors que ces résultats peuvent être atteints sans coût si les marchés du travail fonctionnent plus harmonieusement dans la zone.

INSERER LES FIGURES 2.1-2.2-2.3 (Annexe 4)

De manière générale, on peut s'attendre à une corrélation positive entre sigma-convergence budgétaire et volatilité des conditions monétaires (taux d'intérêt et taux de change). Cette corrélation peut être interprétée de manière causale si elle provient d'une modification des stabilisateurs automatiques (η) ou de la variance des chocs budgétaires discrétionnaires symétriques (σ_s^2) ou asymétriques (σ_a^2). Elle est de nature non causale si elle provient d'une modification de l'hétérogénéité structurelle dans l'union (ε^2) ou de la variance des autres chocs.

La corrélation entre la convergence budgétaire et la volatilité de l'inflation (ou celle du revenu) est plus difficile à appréhender. Elle est positive si elle provient d'une modification de la variance des chocs, et en particulier des chocs budgétaires discrétionnaires. Son signe ne peut pas être déterminé de manière générale lorsqu'il s'agit d'une modification de l'hétérogénéité structurelle de l'union, tandis qu'il a de fortes chances de devenir négatif si la convergence provient principalement d'une réduction des stabilisateurs budgétaires automatiques.

Par la suite, nous cherchons à évaluer empiriquement ces différentes propositions et notamment tenter de vérifier l'existence de la corrélation positive attendue entre la mesure de sigma-convergence et la volatilité des conditions monétaires de la zone euro sur la période 1970-2000. Nous tentons aussi de statuer sur le signe de la corrélation existant avec la volatilité de l'inflation. Auparavant il est nécessaire de construire les indicateurs de sigma-convergence et de discuter de leurs propriétés.

¹² A condition que les chocs symétriques de demande ne dominent pas.

¹³ A condition que les chocs d'offre ne dominent pas.

3. Les indicateurs de σ -convergence budgétaire au sein de la zone Euro

Cette section construit les indicateurs de sigma-convergence budgétaire dans la zone Euro afin de mettre en évidence les principales tendances observées au cours de la période 1970-2000 en matière de dispersion des soldes budgétaires, des dépenses et des recettes publiques des Etats membres. Les données utilisées sont issues des Perspectives économiques de l'OCDE (décembre 2001). Elles sont exprimées en pourcentage du PIB. Pour obtenir un échantillon cylindré, seuls huit pays sont considérés (Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Italie et Pays-Bas). Les variables ajustées des fluctuations cycliques calculées par l'OCDE sont généralement disponibles seulement de 1978 à 2000. Différentes mesures de déficit public sont retenues : les soldes publics totaux et primaires courants (respectivement SC et SPC), ou ajustés des fluctuations conjoncturelles (respectivement SA et SPA). Il en va de même en ce qui concerne les dépenses et les recettes publiques. Il est utile de préciser la définition des variables ajustées, qui fait l'objet de nombreuses discussions¹⁴. Les soldes, ainsi que les recettes et les dépenses, ajustés des variations cycliques sont calculés de la manière suivante¹⁵ :

$$\text{Variable observée} = \text{variable structurelle} + \eta (\text{output gap})$$

Le calcul des variables structurelles s'effectue en deux étapes : la détermination de l'output gap et l'estimation de l'élasticité¹⁶ η . Nous retenons deux approches qui se différencient uniquement par la méthode de calcul de l'output gap¹⁷. La première correspond à la démarche adoptée par l'OCDE qui détermine le niveau du produit potentiel à partir d'une fonction de production (les variables structurelles dont le suffixe est O sont directement issues de la base OCDE). Compte tenu des discussions sur le calcul du déficit structurel, il est utile d'effectuer les calculs sur des mesures alternatives et on estime également un output gap au moyen de la procédure d'Hodrick-Prescott (méthode retenue par exemple par la Commission européenne). La valeur du paramètre de lissage λ généralement retenue sur des données annuelles est de 100. Cependant, Bouthevillain et alii (2001) préconisent une valeur de 30¹⁸. On a par la suite utilisé ces deux possibilités. Toutes les variables structurelles dont le suffixe est S sont celles issues de ce filtrage (S30 ou S100). Les élasticités des soldes budgétaires et des dépenses publiques sont celles calculées par l'OCDE tandis que celles afférentes aux recettes sont tirées de Bouthevillain et alii (2001).

Comme on va le voir maintenant, ces diverses méthodes conduisent à des conclusions similaires.

3.1. Une analyse descriptive de l'évolution des indicateurs de σ -convergence

Il existe diverses façons d'apprécier le phénomène de convergence¹⁹. En accord avec notre modèle théorique, notre analyse porte sur l'évolution d'une mesure de la dispersion des

¹⁴ Voir notamment Creel et Sterdyniak (1995), Bruno (1999) ou Bouthevillain et Garcia (2000).

¹⁵ Ces méthodes sont celles utilisées par l'OCDE, le FMI et la Commission Européenne. Elles correspondent à l'équation (11) de la section précédente.

¹⁶ Voir notamment Bouthevillain et alii (2001) pour le calcul de ces élasticités.

¹⁷ On pourra se reporter au Bulletin de la Banque de France n°103 (juillet 2002) pour une revue des différentes méthodes de calcul de la croissance potentielle et des output-gaps.

¹⁸ Pour plus de détails, on pourra se reporter à Bouthevillain (2002).

¹⁹ Voir notamment Fuss (1999) pour une synthèse sur ce point.

différentes variables budgétaires qui renvoie à la notion de σ -convergence (Barro et Sala-i-Martin, 1992). Elle consiste à étudier l'évolution de la variance ou de l'écart-type d'une variable en coupe transversale. L'indicateur de σ -convergence utilisé est le suivant :

$$\sigma - convergence = \sqrt{V_{t+i}} \text{ pour } i=0, \dots, T.$$

$$\text{avec } V_t(X) = \sum_{j=1}^N n_j (X_{j,t} - \bar{X}_t)^2 \text{ et } \bar{X}_t = \sum_{j=1}^N n_j X_{j,t}$$

Ici N est égal à huit et n_j est le coefficient de pondération attribué au $j^{\text{ème}}$ individu²⁰. Ce dernier est déterminé par la part du PIB de l'individu considéré dans le PIB total (grandeurs évaluées en PPA base 1995)²¹. L'indicateur diminue lorsqu'il y a convergence.

311. σ -convergence des soldes budgétaires

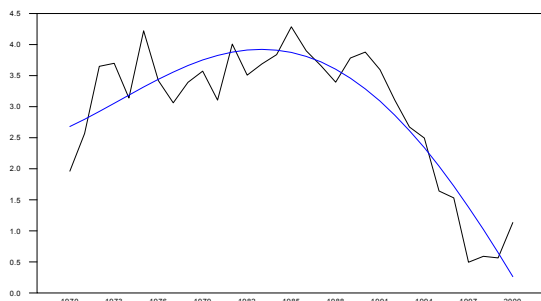


Fig 3.1 : σ -convergence du solde budgétaire SC

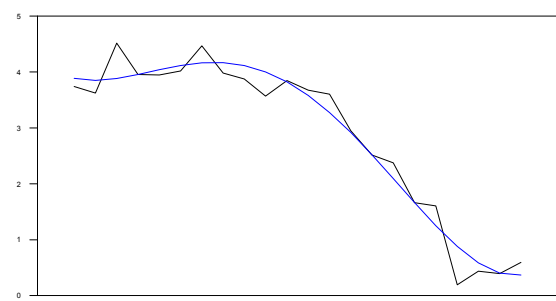


Fig 3.2 : σ -convergence du solde budgétaire SAO

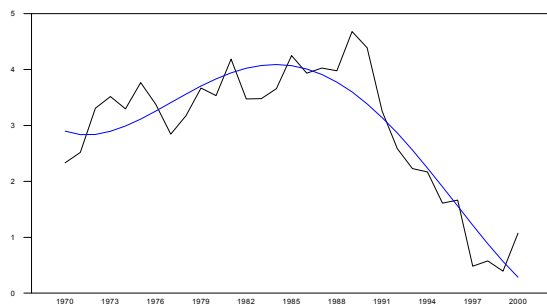


Fig 3.3 : σ -convergence du solde budgétaire SAS30

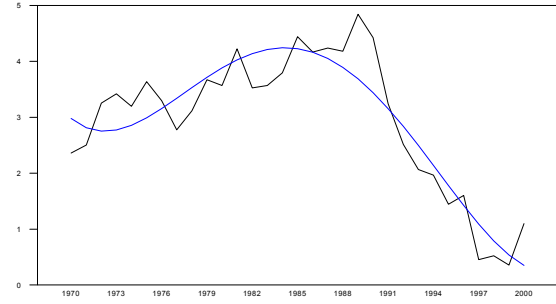


Fig 3.4 : σ -convergence du solde budgétaire SAS100

En ce qui concerne les soldes budgétaires totaux²² (figures 3.1 à 3.4) on peut observer la similitude des évolutions des mesures de convergence calculées sur les soldes courants ou structurels quelle que soit la façon dont on calcule l'output gap. On note une divergence sur les deux premiers tiers de la période étudiée. En revanche, sur la dernière décennie, un fort mouvement de convergence est mis à jour au moins jusqu'en 1997. Les données sur les

²⁰ Pour 2 pays, cette relation correspond exactement à notre analyse théorique (voir la note 10 ci-dessus).

²¹ Nous avons choisi de pondérer les grandeurs budgétaires puisque nous nous intéressons par la suite à la corrélation entre l'indice de convergence budgétaire et la volatilité de grandeurs moyennes de la zone euro (taux d'intérêt, taux de change, taux d'inflation). Attribuer le même poids aux petits et aux grands pays n'aurait alors pas de sens.

²² Dans les graphiques la courbe lisse est celle de la projection de la variable représentée sur un polynôme en t d'ordre 4.

différents pays présentées dans l'annexe 5 font ressortir que ce profil est évidemment la conséquence des critères de finances publiques pour l'accèsion à l'UEM. La réduction des déficits, spectaculaire en Italie, mais observée dans tous les pays sous revue à l'exception de l'Allemagne, explique la sigma-convergence budgétaire. En ce qui concerne l'Allemagne, la réunification, en accroissant les déficits (particulièrement leur mesure structurelle), a également contribué au mouvement de convergence dans la zone.

Après 1997, ce mouvement s'arrête et semble même s'inverser. Ce constat est confirmé sur les données OCDE disponibles seulement à partir de 1979, et semble partagé par l'ensemble des pays de la zone. Les données individuelles font certes ressortir une forte divergence de la Finlande sur cette période, mais celle-ci est insuffisante pour expliquer l'arrêt du processus de convergence des déficits, compte tenu de la faible pondération de ce pays dans l'échantillon (moins de 2%) et de l'évolution des autres pays²³.

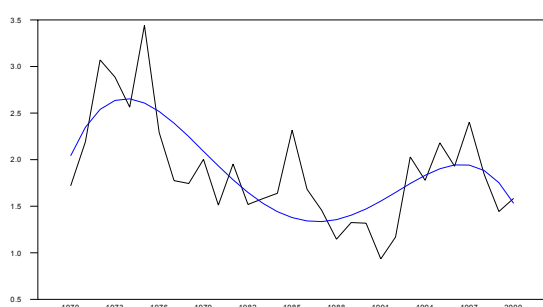


Fig 3.5 : σ -convergence du solde budgétaire SPC

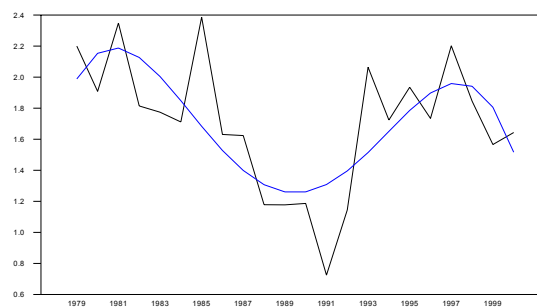


Fig 3.6 : σ -convergence du solde budgétaire SPAO

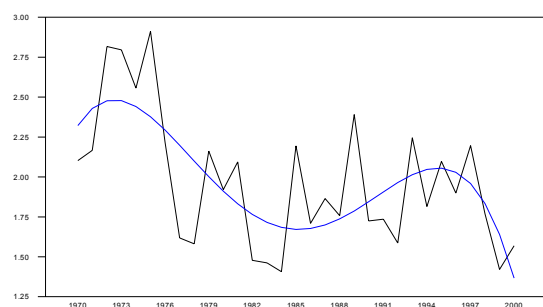


Fig 3.7 : σ -convergence du solde budgétaire SPAS30

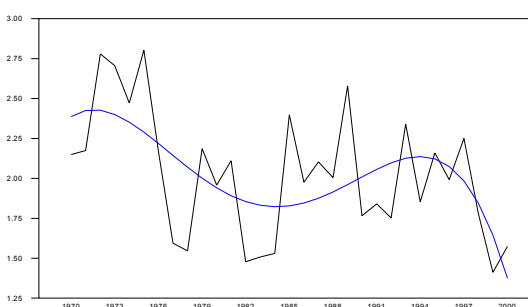


Fig 3.8 : σ -convergence du solde budgétaire SPAS100

En ce qui concerne l'évolution de la mesure au niveau du solde budgétaire primaire (figures 3.5 à 3.8), on constate à nouveau la similitude des évolutions de la convergence quel que soit le mode de calcul du solde. En revanche contrairement aux soldes totaux, aucun mouvement de convergence global n'est mis en évidence sur l'ensemble de la période. Après une période de légère réduction de la dispersion, on observe même sur le solde budgétaire primaire courant et sur le solde structurel calculé par l'OCDE un retournement dont la date de démarrage coïncide précisément avec celle de forte convergence révélée par les soldes totaux. On peut penser que ces mouvements divergents tiennent à l'hétérogénéité des niveaux d'endettement de pays ayant la même cible de déficit total : les critères de finance publiques auraient ainsi donné lieu à un accroissement de l'hétérogénéité des soldes primaires.

²³ Les calculs effectués sans la Finlande conduisent à des résultats identiques à ceux présentés dans le texte.

312 σ -convergence des dépenses publiques

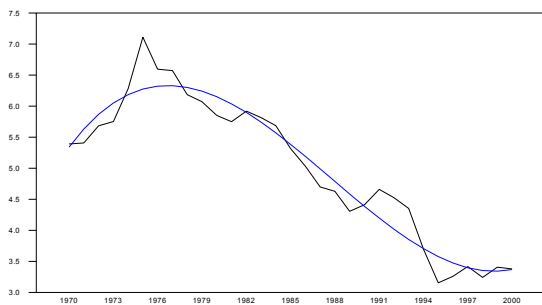


Fig 3.9 : σ -convergence des dépenses DC

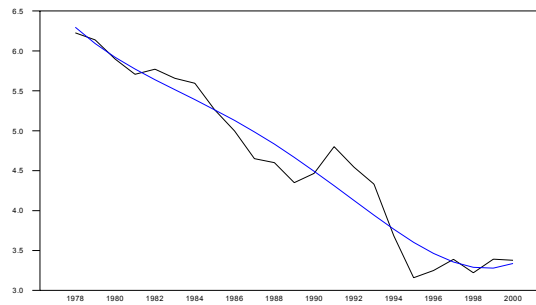


Fig 3.10 : σ -convergence des dépenses DAO

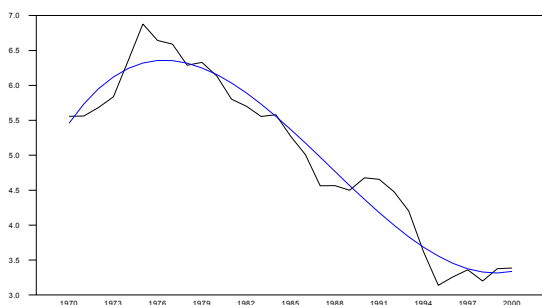


Fig 3.11 : σ -convergence des dépenses DAS30

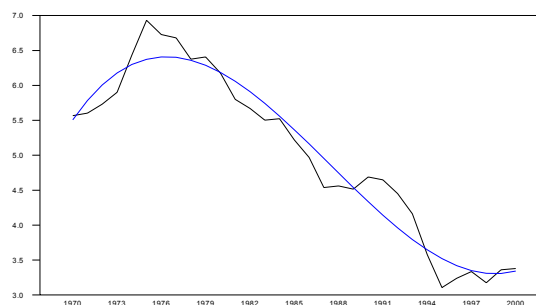


Fig 3.12 : σ -convergence des dépenses DAS100

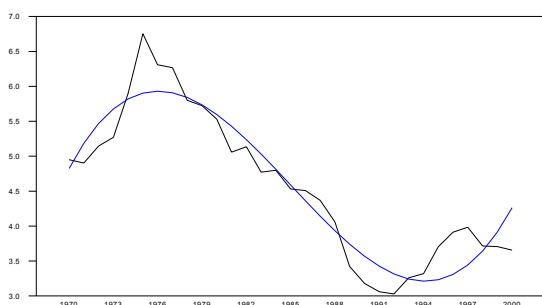


Fig 3.13 : σ -convergence des dépenses DPC

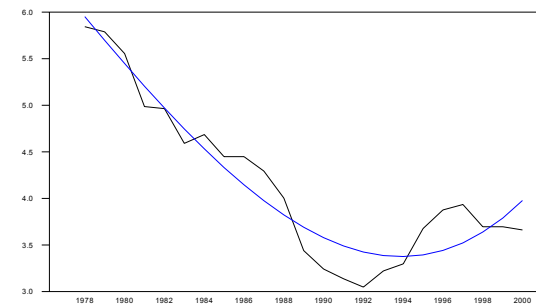


Fig 3.14 : σ -convergence des dépenses DPAO

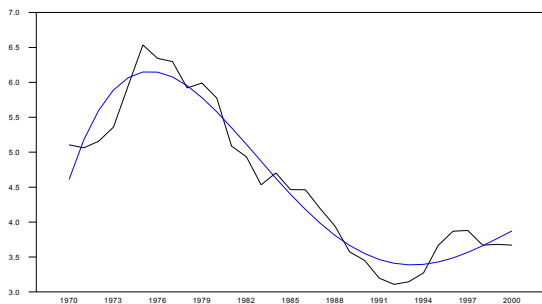


Fig 3.15 : σ -convergence des dépenses DPAS30

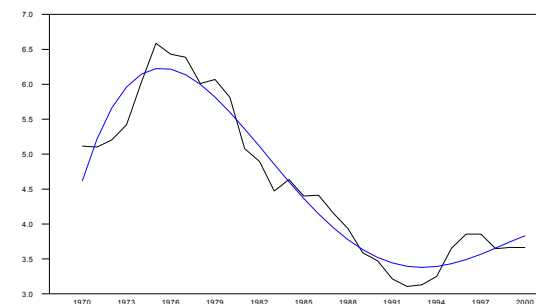


Fig 3.16 : σ -convergence des dépenses DPAS100

Comme le montrent les figures 3.9 à 3.16, la convergence des dépenses publiques a commencé dès le milieu des années 1970, donc bien plus tôt que celle mise en évidence sur les soldes totaux, et s'est poursuivie de façon continue jusqu'au début des années 1990. L'année 1975 est celle où l'indicateur de sigma-convergence des dépenses est le plus fort (c'est-à-dire

où l'hétérogénéité est la plus grande); ce n'est qu'à partir de 1976 que les dépenses publiques commencent à converger dans la zone, sous l'effet du ralentissement des dépenses publiques dans les pays où elles avaient le plus accéléré (en particulier l'Allemagne, voir l'annexe 5 et les graphiques individuels). Après 1990, le mouvement de convergence s'interrompt et on observe même une tendance à l'accroissement de la dispersion au moins en ce qui concerne les dépenses primaires. Comme précédemment, les tendances mises en évidence ne sont pas affectées par le mode de calcul de la composante structurelle ni d'ailleurs par le choix du paramètre de lissage dans la procédure d'Hodrick-Prescott.

313. σ -convergence des recettes publiques

Comme on peut le voir sur les figures 3.17 à 3.20, les recettes publiques suivent, en matière de convergence, des mouvements similaires à ceux révélés au niveau des dépenses.

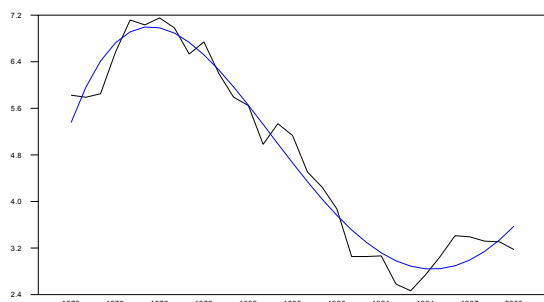


Fig 3.17 : σ -convergence des recettes RC

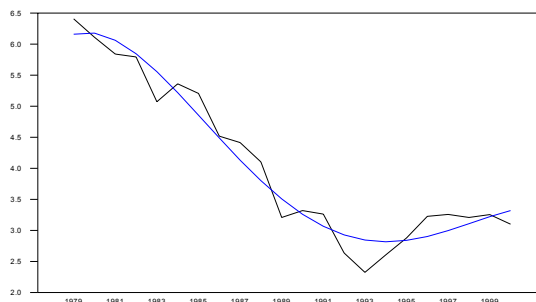


Fig 3.18 : σ -convergence des recettes RAO

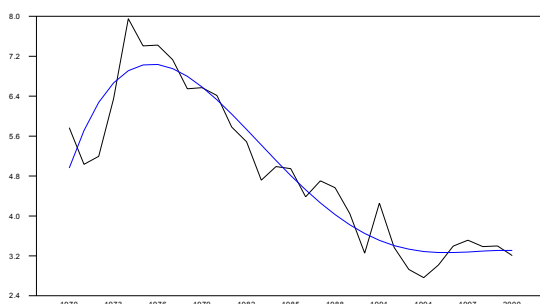


Fig 3.19 : σ -convergence des recettes RAS30

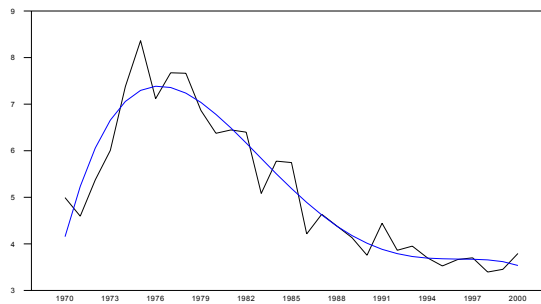


Fig 3.20 : σ -convergence des recettes RAS100

Les données par pays présentées dans l'annexe 5 montrent qu'aucun effet spécifique ne peut être globalement associé à l'évolution de la convergence des dépenses et des recettes budgétaires dans la zone.

Deux enseignements importants peuvent être tirés de cette analyse descriptive. D'une part, la convergence des dépenses et des recettes publiques n'implique pas celle des soldes, la première ayant débuté dès le milieu des années soixante-dix, alors que les soldes font apparaître une divergence jusqu'à la fin des années quatre-vingt. D'autre part, le mouvement de convergence des soldes, remarquable dans les années quatre-vingt-dix, ne doit pas masquer l'interruption de la convergence des dépenses et des recettes publiques dans cette période.

32. Une analyse statistique des évolutions des indicateurs de σ -convergence

Il est encore possible de préciser la réalité des mouvements décrits précédemment. En effet, la significativité des différences observées sur les indicateurs de σ -convergence peut

être testée au moyen d'une statistique proposée par Carree et Klomp (1997). Soit $\sqrt{V_B}$ et $\sqrt{V_T}$ les mesures afférentes à deux périodes différentes l'une, B, étant prise comme année de base, l'autre T comme année terminale, avec $T > B$, alors il est possible de construire une statistique notée par ses auteurs T_3 qui sous l'hypothèse nulle de constance de la dispersion est distribuée selon une gaussienne centrée réduite²⁴. Plus précisément :

$$H_0: \sqrt{V_B} = \sqrt{V_T} \text{ et } T_3 = \sqrt{n} \frac{\frac{V_B}{V_T} - 1}{2\sqrt{1 - \hat{\pi}^2}} \xrightarrow{H_0} N(0,1) \quad (1)$$

avec n le nombre d'observations en coupe instantanée, soit ici n=8. L'estimateur $\hat{\pi}$ est associé à l'équation de β -convergence. Cette dernière notion sert à évaluer l'hypothèse de rattrapage selon laquelle le taux de croissance d'une variable donnée est d'autant plus élevé que la valeur initiale est faible. Elle est généralement testée à partir de l'équation suivante sur données en coupe:

$$\left[\text{Log}(X_{i,T}) - \text{Log}(X_{i,B}) \right] = \alpha - \beta \text{Log}(X_{i,B}) + u_{i,T} \quad (2)$$

où $\text{Log}(X_{i,T})$ (respectivement $\text{Log}(X_{i,B})$) est le logarithme de la variable considérée observée sur l'individu i l'année terminale T (respectivement l'année de base B). Enfin, $\hat{\pi} = 1 - \hat{\beta}$. On note que le calcul de T_3 exige $|\hat{\pi}| < 1$ ce qui exige en particulier $\hat{\beta} > 0$. En d'autres termes, la σ -convergence est une condition suffisante à la β -convergence.

La σ -convergence est en effet la résultante de deux mécanismes qui ont des effets opposés. D'un côté, on assiste à un phénomène de rattrapage des économies (la β -convergence) qui tend à rapprocher les niveaux des variables budgétaires des différents pays. De l'autre côté, les économies sont affectées par des chocs spécifiques qui tendent à les éloigner les unes des autres. La présence de σ -convergence implique donc que les effets bénéfiques du rattrapage des économies soient supérieurs aux effets négatifs des chocs affectant ces mêmes économies.

On observe encore que le signe de T_3 est celui du numérateur de son expression de définition. Par conséquent, à une augmentation de la convergence ($V_T < V_B$) est associée une valeur positive de la statistique de test et réciproquement, une valeur négative de la statistique est obtenue par une augmentation de la divergence au cours de la période étudiée ($V_T > V_B$).

En pratique, les conclusions dépendent naturellement du choix de l'année de base et de l'année terminale. Afin d'assurer une relative robustesse à nos conclusions, on a choisi de retenir plusieurs dates possibles. Ainsi, $B \in \{1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995\}$ et $T \in \{1975, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000\}$.

²⁴ T_3 est une correction apportée par Carree et Klomp à une statistique utilisée par Lichtenberg (1994). Ils envisagent également un autre test de type LRT, noté T_2 , mais il semble que T_3 possède de meilleures propriétés sur petits échantillons.

321 Test de σ -convergence des soldes budgétaires

Le tableau 3.1 ci-après présente les résultats obtenus sur les différentes mesures du solde budgétaire. On confirme bien les impressions visuelles précédentes à savoir une réduction de la dispersion sur la dernière décennie sur les soldes courants, qu'ils soient structurels ou non, après une vingtaine d'années caractérisée plutôt par une absence de convergence. Par ailleurs, aucune tendance claire n'est mise en évidence lorsque l'on considère les soldes budgétaires primaires.

Tableau 3.1 – Test de σ -convergence sur les soldes budgétaires – Significativité de la statistique T3

		Variable SC								Variable SAO										
Année de base		Année terminale						Année de base		Année terminale										
		1975	1980	1985	1990	1995	2000			1985	1990	1995	2000							
1970	++	(+)	(+)	(+)	(-)	---														
1975		(-)	(+)	(-)	---	---														
1980			(+)	(+)	---	---	1980		(+)	(+)	---	---								
1985				(-)	---	na	1985			(-)	---	---								
1990					---	---	1990				---	---								na
1995						na	1995													na
		Variable SAS30								Variable SAS100										
Année de base		Année terminale						Année de base		Année terminale										
		1975	1980	1985	1990	1995	2000			1975	1980	1985	1990	1995	2000					
1970	(+)	(+)	+++	(+)	(-)	---	1970	(+)	+	na	(-)	--	---							
1975		(-)	(+)	(+)	---	---	1975		na	(+)	(+)	---	---							
1980			(+)	(+)	---	---	1980			(+)	(+)	---	---							
1985				(+)	---	---	1985				(-)	---	---							
1990					---	---	1990					---	---							
1995						na	1995													(-)
		Variable SPC								Variable SPAO										
Année de base		Année terminale						Année de base		Année terminale										
		1975	1980	1985	1990	1995	2000			1985	1990	1995	2000							
1970	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)														
1975		---	-	---	--	---														
1980			(+)	(-)	(+)	(+)	1980		(+)	na+	(+)	(+)	(-)							
1985				---	(-)	-	1985			---	(-)	-	-							
1990					(+)	(+)	1990					(+)	(+)							
1995						(-)	1995													(-)
		Variable SPAS30								Variable SPAS100										
Année de base		Année terminale						Année de base		Année terminale										
		1975	1980	1985	1990	1995	2000			1975	1980	1985	1990	1995	2000					
1970	+	(-)	(+)	(-)	(-)	(-)	1970	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)							
1975		-	(-)	---	(-)	---	1975		-	na+	--	(-)	(-)	---						
1980			(+)	(-)	(+)	(-)	1980			+	(-)	(+)	(-)							
1985				(-)	(-)	(-)	1985				(-)	(-)	(-)							
1990					(+)	(-)	1990					(+)	(-)							
1995						(-)	1995													(-)

Notes de lecture : Le signe + (respectivement -) indique un mouvement de divergence (respectivement de convergence). Entre parenthèse, la statistique n'est pas significative à 10%. Si +, ++, +++ (resp. -, --, ---) on rejette l'égalité des mesures de sigma-convergence à 10%, 5% et 1%, le test en question étant unilatéral, soit $H1 : V_T < V_B$. Le sigle *na* signifie qu'on ne peut calculer la statistique T3, on note *na+* en cas d'absence de beta-convergence.

322 Test de σ -convergence des dépenses publiques

En ce qui concerne les mesures de sigma-convergence des dépenses publiques, à l'exception de l'année 1970, l'ensemble des autres années de base retenues jusqu'en 1990

font ressortir une tendance à la réduction de la variance mesurée en coupe instantanée de sorte que l'on atteint dès le début des années 1990 des valeurs significativement plus faibles que celles observées au milieu des années soixante-dix et au cours de la décennie quatre-vingt.

Cependant, à partir de 1985 pour les dépenses primaires et de 1990 sur l'ensemble des variables hors OCDE, la réduction jusqu'en 2000 n'est plus significative : un mouvement de divergence, certes non significatif, est même majoritairement détecté à partir de 1990 et surtout de 1995.

Tableau 3.2 – Test de σ -convergence sur les dépenses publiques – Significativité de la statistique T3

Année de base	Variable DC						Année de base	Variable DAO					
	1975	1980	Année terminale		1995	2000		1985	1990	1995	2000		
1970	na+	(+)	(-)	(-)	---	--							
1975		(-)	(-)	--	---	---							
1980			(-)	(-)	---	---	1980	(-)	(-)	---	---		
1985				(-)	---	--	1985		(-)	---	--		
1990					(-)	(-)	1990			-	(-)		
1995						(+)	1995				(+)		
	Variable DAS30							Variable DAS100					
	1975	1980	1985	1990	1995	2000		1975	1980	1985	1990	1995	2000
1970	++	(+)	(-)	(-)	---	--	1970	++	(+)	(-)	(-)	---	--
1975		(-)	(-)	-	---	---	1975		(-)	(-)	-	---	---
1980			(-)	(-)	---	---	1980			(-)	(-)	---	---
1985				(-)	---	--	1985				(-)	---	--
1990					--	(-)	1990					--	(-)
1995						(+)	1995						(+)
	Variable DPC							Variable DPAO					
	1975	1980	1985	1990	1995	2000		1985	1990	1995	2000		
1970	na+	(+)	(-)	--	(-)	(-)							
1975		(-)	-	---	---	---							
1980			(-)	---	-	-	1980	(-)	---	-	-		
1985				-	(-)	(-)	1985		-	(-)	(-)		
1990					(+)	(+)	1990			(+)	(+)		
1995						(-)	1995				(-)		
	Variable DPAS30							Variable DPAS100					
	1975	1980	1985	1990	1995	2000		1975	1980	1985	1990	1995	2000
1970	++	(+)	(-)	-	(-)	(-)	1970	++	(+)	(-)	-	(-)	(-)
1975		(-)	-	---	---	---	1975		(-)	--	---	---	---
1980			(-)	---	--	--	1980			(-)	---	--	--
1985				(-)	(-)	(-)	1985				(-)	(-)	(-)
1990					(+)	(+)	1990					(+)	(+)
1995						(+)	1995						(+)

323. Test de σ -convergence des recettes publiques

L'examen des résultats afférents aux recettes publiques confirme en tous points les enseignements tirés des graphiques précédents et mène à des conclusions identiques à celles formulées sur les dépenses publiques : le mouvement de convergence très significatif des années quatre-vingt paraît s'interrompre et même s'inverser sur la fin de la décennie quatre-vingt-dix.

Tableau 3.3 – Test de σ -convergence sur les recettes publiques – Significativité de la statistique T3

		Variable RC							Variable RAO				
Année de base	Année terminale						Année de base	Année terminale					
	1975	1980	1985	1990	1995	2000		1985	1990	1995	2000		
1970	na+	(+)	(-)	(-)	---	--							
1975		(-)	(-)	---	---	---							
1980			(-)	---	---	---	1980	(-)	---	---	---		
1985				---	---	---	1985		-	---	---		
1990					na	(+)	1990			---	(-)		
1995						(+)	1995				(+)		
		Variable RAS30							Variable RAS100				
Année de base	Année terminale						Année de base	Année terminale					
	1975	1980	1985	1990	1995	2000		1975	1980	1985	1990	1995	2000
1970	na+	(+)	(-)	---	---	--	1970	na+	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)
1975		(-)	--	---	---	---	1975		(-)	-	---	---	---
1980			(-)	---	---	---	1980			(-)	---	---	---
1985				--	---	--	1985				--	--	--
1990					(-)	(-)	1990					(-)	(+)
1995						(+)	1995						(+)

4- Test d'une rupture dans la tendance déterministe de la variance

Comme nous l'avons déjà évoqué, la notion de convergence retenue renvoie à la dynamique de la variance : on parlera de convergence des soldes budgétaires si la variance exhibe une tendance déterministe décroissante. Cependant comme l'ont montré les résultats de la section précédente, le mouvement de convergence n'a pas été uniforme sur toute la période d'estimation. Le phénomène de convergence risque d'être différent avant et après la date de rupture. Ceci entraîne des répercussions sur la modélisation de la tendance déterministe de la série. Le coefficient de la tendance temporelle n'est pas stable dans le temps. Ainsi, le signe du coefficient de la tendance déterministe avant et après la date de rupture nous renseignera sur la présence ou l'absence d'un mouvement de convergence.

Afin d'examiner cet aspect de la question, nous utilisons les tests de rupture de la tendance déterministe. Le problème réside dans le fait que la date de rupture est inconnue et qu'elle doit être estimée de manière endogène. Faire des tests de Chow en introduisant des variables muettes pour modéliser ces ruptures est insuffisant ; car, dans ce cas de figure, les distributions limites des coefficients ne suivent plus des lois traditionnelles. Vogelsang (1997) propose une méthodologie qui permet à la fois de localiser la date de rupture mais aussi et surtout de tester la significativité de cette dernière²⁵. Ce test revient à estimer récursivement l'équation suivante, par les MCO, pour chaque date de rupture TB appartenant à l'intervalle $0.15T < TB < 0.85T$:

$$\Delta V_t = \mu + \alpha V_{t-1} + \rho DU_t + \phi D(TB) + \beta t + \gamma DT_t^* + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta V_{t-i} + \varepsilon_t$$

où $DT_t^* = \begin{cases} t-TB & \text{si } t > TB \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$, $DU_t = \begin{cases} 1 & \text{si } t > TB \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

$D(TB) = \begin{cases} 1 & \text{si } t = TB+1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$ et k le décalage optimal.

²⁵ On pourra se reporter à Le Bihan (2002) pour une synthèse des tests de rupture.

Le décalage optimal est estimé par la méthode du k_{max} de Ng & Perron (1995) avec $k_{max}=4$. La date de rupture estimée correspond à la valeur maximale (notée $supF_t$), pour toutes les dates de rupture envisagées, de deux fois la statistique de Fisher du test $H_0:\vartheta = \gamma = 0$. En outre, nous complétons le test de Vogelsang par la construction d'un intervalle de confiance pour les dates de rupture, estimé selon la méthodologie de Bai (1997). Ainsi, un intervalle de confiance à 95% est défini par (Bai, 1997, p.555) :

$$\left[TB^* - \left[\frac{c}{\hat{L}} \right] - 1 ; TB^* + \left[\frac{c}{\hat{L}} \right] + 1 \right]$$

où TB^* est la date de rupture optimale,

c est le $(1 - \alpha/2)$ ième quantile d'une variable aléatoire ($c=11$ si $\alpha=5\%$),

$$\left[\frac{c}{\hat{L}} \right] \text{ est la partie entière de } \frac{c}{\hat{L}}, \text{ et } \hat{L} = \frac{\left(\hat{\vartheta}^2 + 2\hat{\vartheta}\hat{\gamma}TB^{*2} + \hat{\gamma}^2TB^{*2} \right)}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2},$$

avec $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$ est la variance estimée du résidu de l'équation précédente.

Les résultats des tests de rupture de tendance sont présentés dans le tableau 4.1 pour les soldes budgétaires, le tableau 4.2 pour les dépenses publiques et 4.3 pour les recettes.

Tableau 4.1: Rupture dans la tendance de la variance en coupe transversale des Soldes

	Constante		Tendance			SupF _t	TB*	I.C. à 95%	k
	μ	ϑ	β_1	γ	β_2	$2 * F_{\vartheta=\gamma=0}$			
SC	24.01 (5.85)	84.90 (5.39)	0.56 (3.68)	-4.02 (-5.53)	-3.46	32.40***	1989	1987-1991	4
SAS30	6.32 (4.19)	13.00 (1.38)	0.39 (3.32)	-1.04 (-2.37)	-0.64	30.98 ***	1990	1989-1991	0
SAS100	5.43 (3.93)	11.99 (1.26)	0.49 (3.68)	-1.07 (-2.38)	-0.58	34.21 ***	1990	1989-1991	0
SPC	3.25 (1.66)	-1.09 (-0.51)	0.89 (1.86)	-0.88 (-1.82)	0.01	26.35 **	1975	1974-1976	0
SPAS30	-10.97 (-1.35)	13.63 (1.69)	3.35 (2.31)	-3.33 (-2.30)	0.02	28.11 **	1975	1974-1976	3
SPAS100	-10.45 (-1.10)	13.88 (1.48)	3.25 (1.93)	-3.23 (-1.92)	0.01	16.16	1975	1974-1975	3

Valeurs critiques à 1%, 5% et 10% : 30.36, 25.10 et 22.29, β_2 est la valeur de la tendance déterministe après la rupture ($\beta_2=\beta_1+\gamma$), *** (**) L'hypothèse nulle d'absence de rupture est rejetée au seuil de 1% (5%).

En ce qui concerne les soldes totaux (tableau 4.1), les dates de rupture sont toutes significatives au seuil de 1% et estimées de manière relativement précise puisque l'intervalle de confiance est compris entre 3 et 5 ans. La date de rupture estimée est 1989 pour le solde courant et 1990 pour les soldes structurels²⁶. On constate bien une différence entre les deux périodes envisagées en matière de convergence des soldes publics. Le coefficient est positif avant la date de rupture et négatif ensuite. On détecte bien, ainsi que le laissent présager les graphiques de la section précédente, un mouvement de divergence des soldes courants et

²⁶ Dans le cas du solde structurel calculé par la méthode de l'OCDE, la date de rupture estimée en 1991 n'est pas significative. Ce résultat s'explique probablement par la taille de l'échantillon qui est beaucoup plus faible dans le cas de cette variable.

structurels jusqu'à la fin des années quatre-vingt. Au contraire depuis le début des années quatre-vingt-dix, on observe un fort mouvement de convergence des soldes qui s'explique par le respect des critères de Maastricht.

Dans le cas des soldes primaires, aucune tendance n'est mise en évidence après la divergence des années 1970-1975.

Dans le cas des dépenses courantes, l'année de rupture serait 1975 (cf. tableau 4.2). On estime un coefficient positif avant cette date et négatif ensuite. Contrairement aux soldes publics, la convergence des dépenses publiques serait donc un phénomène relativement ancien puisqu'il aurait débuté au milieu des années soixante dix, comme nous l'indiquions précédemment. Les conclusions sont similaires en ce qui concerne les dépenses courantes structurelles.

Les conclusions sont plus contrastées si on étudie les dépenses primaires. Ainsi, pour les dépenses primaires courantes la rupture est localisée en 1975. Il y aurait eu divergence avant cette date, et stabilisation ensuite. En ce qui concerne les dépenses primaires structurelles, l'année de rupture détectée est 1980. Ces résultats contradictoires entre les variables primaires courantes et structurelles s'expliquent probablement par la présence de ruptures multiples. Pour le vérifier, nous avons reproduit le test de rupture de tendance sur les dépenses primaires mais en restreignant la période d'estimation à 1978-2001²⁷. Dans le cas des dépenses primaires courantes l'année de rupture était alors 1988, et 1991 dans celui des dépenses primaires structurelles. Le coefficient était négatif avant la rupture et positif ensuite. La σ -convergence des dépenses primaires (courantes ou structurelles) serait ainsi caractérisée par trois phases distinctes : divergence jusqu'au milieu des années soixante-dix, ensuite convergence jusqu'à la fin des années quatre-vingt et enfin un retour à la divergence à partir du début des années quatre-vingt-dix (on pourra se référer aux figures 3.11, 3.13 et 3.14).

Tableau 4.2 : Rupture dans la tendance de la variance en coupe transversale des Dépenses

	Constante		Tendance			SupF _t $2 * F_{\theta=\gamma=0}$	TB*	I.C. à 95%	k
	μ	ϑ	β_1	γ	β_2				
DC	2.17 (0.48)	13.35 (2.23)	3.37 (4.38)	-3.80 (-4.13)	-0.43	34.64 ***	1975	1974-1976	0
DAS30	0.61 (0.14)	7.14 (1.38)	2.31 (3.66)	-2.53 (-3.25)	-0.22	30.26 ***	1975	1974-1976	0
DAS100	0.26 (0.06)	5.54 (1.10)	2.15 (3.36)	-2.32 (-2.97)	-0.17	29.59 **	1975	1974-1976	0
DPC	-16.62 (-2.68)	18.09 (2.68)	5.50 (4.41)	-5.49 (-4.32)	0.01	54.51 ***	1975	1974-1976	2
DPAS30	28.76 (4.38)	-34.91 (-3.85)	-2.30 (-3.28)	2.62 (3.14)	0.32	21.41	1980	1979-1981	4
DPAS100	31.10 (4.93)	-36.03 (-4.31)	-2.35 (-3.63)	2.65 (3.48)	0.30	26.23 **	1980	1979-1981	4

Valeurs critiques à 1%, 5% et 10% : 30.36, 25.10 et 22.29, β_2 est la valeur de la tendance déterministe après la rupture ($\beta_2 = \beta_1 + \gamma$), *** (**) L'hypothèse nulle d'absence de rupture est rejetée au seuil de 1% (5%).

Si l'on s'intéresse aux recettes courantes, on constate une rupture significative à partir de 1988 (cf. tableau 4.3). Avant cette date, le coefficient de la tendance est nettement négatif, tandis qu'il devient positif après. Ainsi, le mouvement de convergence que l'on observait depuis le milieu des années soixante-dix dans les recettes s'est interrompu à la fin des années quatre-vingt pour faire place à un processus de divergence. Ce résultat peut s'interpréter comme le choix opéré par les différents gouvernements européens de respecter les critères de

²⁷ Les résultats n'ont pas été reproduits mais sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Maastricht en termes de solde budgétaire du coté des recettes plutôt que du coté des dépenses publiques.

Les conclusions sont beaucoup plus contrastées si l'on étudie les recettes corrigées du cycle. La rupture est localisée plutôt au milieu des années soixante-dix. Dans ce cas, on conclut plutôt à un mouvement de convergence après cette date. Il est vraisemblable que le test capte la date de rupture la plus récente sur les recettes courantes et la plus ancienne sur les recettes structurelles (voir les figures 3.17, 3.19 et 3.20 de la section précédente).

Tableau 4.3: Rupture dans la tendance de la variance en coupe transversale des Recettes

	Constante		Tendance			SupF _t	TB*	I.C. à 95%	k
	μ	ϑ	β_1	γ	β_2	$2 * F_{\vartheta=\gamma=0}$			
RC	51.69 (6.68)	-48.67 (-5.44)	-2.14 (-6.54)	2.31 (5.54)	0.16	30.67 ***	1988	1986-1990	3
RAS30	-24.63 (-3.96)	30.59 (4.17)	10.86 (6.91)	-11.03 (-6.81)	-0.17	62.15 ***	1974	1973-1975	0
RAS100	-15.22 (1.36)	23.64 (1.34)	8.65 (3.08)	-8.88 (-2.94)	-0.23	25.21 **	1975	1974-1976	1
RPC	8.12 (2.21)	-5.71 (-1.36)	0.12 (0.28)	-0.15 (0.27)	-0.03	13.08	1979	1977-1981	0
RPAS30	-22.39 (-3.51)	29.25 (3.97)	9.62 (6.22)	-9.82 (-6.19)	-0.21	45.72 ***	1974	1973-1975	0
RPAS100	-22.14 (-3.41)	31.02 (4.10)	9.89 (6.24)	-10.16 (-6.23)	-0.26	45.58 ***	1974	1973-1975	0

Valeurs critiques à 1%, 5% et 10% : 30.36, 25.10 et 22.29, β_2 est la valeur de la tendance déterministe après la rupture ($\beta_2 = \beta_1 + \gamma$), *** (**) L'hypothèse nulle d'absence de rupture est rejetée au seuil de 1% (5%).

Les conclusions concernant les recettes hors intérêt vont dans le même sens aussi bien pour les variables structurelles. On retrouve une rupture au milieu des années soixante-dix avec un mouvement de divergence avant cette date et de convergence après.

5. σ -convergence budgétaire et volatilité des conditions monétaires

Dans cette section, on cherche à apprécier la relation entre les indicateurs de σ -convergence précédents et des mesures de volatilité de prix et de taux d'intérêt de la zone euro ainsi que du change euro-dollar sur la période 1970-2000. Les variables prises en compte ont été construites comme suit :

- La volatilité des taux d'intérêt (volint) : elle est mesurée par la variance des taux à court terme de la zone euro observés trimestriellement, cette série de taux est extraite de la base de données élaborée par Fagan, Henry et Mestre (2001).
- La volatilité du change euro-dollar (volchange) : on utilise la variance calculée sur l'année de la série de taux de change mensuelle tirée de la base DATASTREAM (Il s'agit d'un euro synthétique reconstruit à partir de 1970).
- La volatilité des prix (volprix) : il s'agit de la variance calculée sur l'année des taux d'inflation mensuelle mesurés à partir de l'indice moyen des prix à la consommation de l'union (source DATASTREAM)²⁸.

Par ailleurs, nous avons aussi utilisé comme variable explicative dans les régressions relatives à la volatilité du taux de change la volatilité de l'écart de taux d'intérêt à court terme

²⁸ Pour l'année 1970 cette variance utilise donc seulement les onze taux d'inflation mensuelle calculables.

entre la zone euro et les Etats-Unis, cette volatilité étant mesurée par la variance, calculée sur l'année, des écarts mensuels (voldifint). Pour la volatilité des prix, nous avons également ajouté à nos indicateurs de convergence la variable volint. Pour expliquer la variance des taux d'intérêt de la zone, nous avons intégré la variance des taux courts américains (volintus). En outre, dans toutes les régressions, nous avons introduit la variance annuelle du prix du pétrole ainsi qu'un trend déterministe linéaire visant à contrôler pour d'éventuelles tendances systématiques dans les évolutions des expliquées. Les variables, à l'exception de ces trends, sont passées en logarithme afin d'avoir une interprétation en termes d'élasticité.

Enfin, nous avons tenté de prendre en compte des différences probables d'ajustement entre les périodes antérieure et postérieure à 1990, année qui marque le début de la forte convergence des soldes budgétaires. Pour cela, les variables de sigma-convergence et de trend ont été dédoublées en étant multipliées par deux indicatrices, l'une valant 1 de 1970 à 1990 et 0 de 1991 à 2000, l'autre étant égale au complément à 1 de la variable précédente. Dans les tableaux de résultats, le nom de chaque explicative est ainsi suivi du post fixe D (début) ou F (fin) selon qu'elle correspond aux mouvements observés avant et après 1990.

51/ σ -convergence budgétaire et volatilité du taux de change euro/dollar

La régression considérée a la structure suivante :

$$volchange_i = \beta_0 + \beta_1 trendD_i + \beta_2 trendF_i + \beta_3 voldif int_i + \beta_4 volpet + \beta_5 VD(X)_i + \beta_6 VF(X)_i + u_i$$

où X correspond aux diverses mesures de σ -convergence calculées sur les soldes, les dépenses et les recettes publiques. La variance de l'écart de taux étant généralement non significative, nous présentons également les résultats obtenus en son absence.

Tableau 51.1 volatilité du change et convergence des variables budgétaires courantes

	<i>volchange</i>	<i>volchange</i>	<i>volchange</i>	<i>volchange</i>
Constante	-12.622 ***	-13.103 ***	-21.891 ***	-19.889 ***
	(1.99)	(1.49)	(4.46)	(3.62)
TrendD	0.045	0.039	0.222 ***	0.227 ***
	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)
TrendF	0.234 ***	0.229 ***	0.179 **	0.187 **
	(0.06)	(0.06)	(0.08)	(0.08)
Volpet	0.175**	0.180**	0.124	0.116
	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.08)
Voldifint	0.054		-0.117	
	(0.14)		(0.15)	
Vd(sc)	2.418 ***	2.431 ***		
	(0.67)	(0.66)		
Vf(sc)	0.510 **	0.539 **		
	(0.22)	(0.20)		
Vd(dc)			3.359 ***	3.093 ***
			(1.01)	(0.94)
Vf(dc)			3.549 ***	3.208 ***
			(0.98)	(0.87)
R^2	0.673	0.671	0.671	0.663
F	8.227 ***	10.196 ***	8.180 ***	9.85 ***
DW	2.280	2.225	2.058	2.113
F[Vd=Vf]	9.949 ***	10.185 **	0.118	0.045
N	31	31	31	31

Tableau 51.2 volatilité du change et convergence des variables budgétaires structurelles

	<i>volchange</i>	<i>volchange</i>	<i>volchange</i>	<i>volchange</i>
Constante	-11.679 ***	-12.241 ***	-21.69 ***	-19.488 ***
	(2.80)	(2.23)	(5.32)	(4.24)
TrendD	0.0416	0.033	0.241 ***	0.241 ***
	(0.07)	(0.07)	(0.06)	(0.06)
TrendF	0.206 **	0.203 **	0.189 **	0.189 **
	(0.08)	(0.08)	(0.09)	(0.09)
Volpet	0.154 *	0.159 *	0.092	0.089
	(0.09)	(0.09)	(0.08)	(0.08)
Voldifint	0.056		-0.113	
	(0.16)		(0.16)	
Vd(sas30)	2.021 *	2.066 *		
	(1.07)	(1.04)		
Vf(sas30)	0.404	0.433 *		
	(0.26)	(0.25)		
Vd(das30)			3.242 ***	2.918 ***
			(1.19)	(1.08)
Vf(das30)			3.430 ***	3.061 ***
			(1.12)	(0.97)
R^2	0.559	0.557	0.633	0.625
F	5.075 ***	6.290 ***	6.893 ***	8.344 ***
DW	1.875	1.818	1.872	1.943
F[Vd=Vf]	2.961*	3.140*	0.107	0.064
N	31	31	31	31

52. σ -convergence budgétaire et volatilité du taux d'intérêt court de la zone euro

La régression considérée a la structure suivante :

$$vol\ int_t = \beta_0 + \beta_1 trendD_t + \beta_2 trendF_t + \beta_3 vol\ int\ us_t + \beta_4 volpet + \beta_5 VD(X)_t + \beta_6 VF(X)_t + u_t$$

où X correspond aux diverses mesures de σ -convergence calculées sur les soldes, les dépenses et les recettes publiques. La variance des taux américains et celle du prix du pétrole étant non significatives, nous présentons également les résultats obtenus en leur absence.

Tableau 52.1 volatilité du taux d'intérêt de la zone et convergence des variables budgétaires courantes

	<i>vol int</i>	<i>vol int</i>	<i>vol int</i>	<i>vol int</i>
Constante	-16.290 ***	-16.591 ***	-20.038 ***	-19.905 ***
	(2.47)	(2.10)	(6.35)	(5.73)
TrendD	-0.165 **	-0.136 **	0.002	0.030
	(0.08)	(0.06)	(0.09)	(0.07)
TrendF	0.160 *	0.176 **	0.084	0.099
	(0.09)	(0.08)	(0.14)	(0.13)
Volpet	0.076		0.064	
	(0.62)		(0.14)	
Volintus	0.003		-0.065	
	(0.16)		(0.18)	
Vd(sc)	3.114 ***	3.078 ***		
	(0.98)	(0.95)		
Vf(sc)	0.716 **	0.746 **		
	(0.30)	(0.29)		

Vd(dc)			2.623 *	2.652 *
			(1.59)	(1.53)
Vf(dc)			2.127	2.257
			(1.46)	(1.38)
R^2	0.403	0.392	0.221	0.213
F	2.705 **	4.197 ***	1.132	1.758
DW	2.326	2.297	2.351	2.356
F[Vd=Vf]	7.345 **	7.482 **	0.290	0.208
N	31	31	31	31

Tableau 52.2 volatilité du taux d'intérêt de la zone et convergence des variables budgétaires structurelles

	<i>vol int</i>	<i>vol int</i>	<i>vol int</i>	<i>vol int</i>
Constante	-19.301 ***	-19.399 ***	-22.797 ***	-22.117 ***
	(3.00)	(2.60)	(6.94)	(6.01)
TrendD	-0.263 ***	-0.245 ***	0.038	0.053
	(0.09)	(0.08)	(0.10)	(0.07)
TrendF	0.268 **	0.284 ***	0.140	0.148
	(0.11)	(0.10)	(0.15)	(0.13)
Volpet	0.050		0.030	
	(0.12)		(0.14)	
Volintus	-0.024		-0.077	
	(0.16)		(0.18)	
Vd(sas30)	4.592 ***	4.615 ***		
	(1.30)	(1.25)		
Vf(sas30)	0.836 **	0.865 ***		
	(0.31)	(0.29)		
Vd(das30)			3.256 *	3.217 *
			(1.71)	(1.59)
Vf(das30)			2.590 *	2.621 **
			(1.53)	(1.39)
R^2	0.438	0.435	0.246	0.241
F	3.125 **	4.997 ***	1.307	2.059
DW	2.302	2.309	2.382	2.408
F[Vd=Vf]	10.654 ***	11.438 ***	0.546	0.488
N	31	31	31	31

53. σ -convergence budgétaire et volatilité de l'inflation

La régression effectuée a la structure suivante :

$$volatprix_t = \beta_0 + \beta_1 trendD_t + \beta_2 trendF_t + \beta_3 vol\ int_t + \beta_4 volpet + \beta_5 VD(X)_t + \beta_6 VF(X)_t + u_t$$

où X correspond aux diverses mesures de σ -convergence calculées sur les soldes, les dépenses et les recettes publiques (une augmentation de X traduit un mouvement de divergence budgétaire dans la zone). La variance des taux d'intérêt et celle du prix du pétrole étant généralement non significatives, nous présentons également les résultats obtenus en leur absence.

Tableau 53.1 volatilité de l'inflation et convergence des variables budgétaires courantes

	<i>volatprix</i>	<i>volatprix</i>	<i>volatprix</i>	<i>volatprix</i>
Constante	-5.891 ***	-5.057 ***	-6.681 *	-7.406 ***
	(1.99)	(1.05)	(3.33)	(2.62)
TrendD	-0.132 ***	-0.107 ***	-0.041	-0.041
	(0.04)	(0.03)	(0.04)	(0.03)
TrendF	0.047	0.045	0.015	0.022
	(0.04)	(0.04)	(0.06)	(0.06)
Volpet	0.044		0.021	
	(0.06)		(0.06)	
Volint	-0.062		0.025	
	(0.10)		(0.09)	
Vd(sc)	1.261 **	1.049 **		
	(0.58)	(0.48)		
Vf(sc)	0.329 *	0.301 **		
	(0.17)	(0.15)		
Vd(dc)			1.130	1.227
			(0.77)	(0.699) *
Vf(dc)			1.106	1.217 *
			(0.70)	(0.63)
R^2	0.394	0.373	0.329	0.324
F	2.607 **	3.859 **	1.96 *	3.11 **
DW	2.264	2.142	2.175	2.120
F[Vd=Vf]	3.428 *	3.060 *	0.003	0.000
N	31	31	31	31

Tableau 53.2 volatilité de l'inflation et convergence des variables budgétaires structurelles

	<i>volatprix</i>	<i>volatprix</i>	<i>volatprix</i>	<i>volatprix</i>
Constante	-5.974 **	-5.275 ***	-8.256 **	-8.511 ***
	(2.54)	(1.38)	(3.66)	(2.74)
TrendD	-0.147 **	-0.126 ***	-0.031	-0.030
	(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.03)
TrendF	0.060	0.055	0.041	0.043
	(0.06)	(0.05)	(0.07)	(0.06)
Volpet	0.029		0.002	
	(0.06)		(0.06)	
Volint	-0.046		0.009	
	(0.11)		(0.09)	
Vd(sas30)	1.398 *	1.202 *		
	(0.85)	(0.67)		
Vf(sas30)	0.341 *	0.317 *		
	(0.19)	(0.16)		
Vd(das30)			1.469 *	1.508 **
			(0.83)	(0.72)
Vf(das30)			1.407 *	1.442 **
			(0.74)	(0.63)
R^2	0.355	0.344	0.356	0.356
F	2.202 *	3.412 **	2.213 *	3.592 **
DW	2.000	1.960	2.149	2.143
F[Vd=Vf]	2.085	2.250	0.023	0.030
N	31	31	31	31

Les estimations précédentes permettent d'énoncer les enseignements généraux suivants.

En premier lieu on détecte une relation positive et pratiquement toujours significative entre les mesures de dispersion des deux indicateurs budgétaires (soldes budgétaires et dépenses publiques) courants ou structurels et les mesures de volatilité du taux de change, du taux d'intérêt et de l'inflation moyenne dans la zone.

Ces résultats confirment l'a priori théorique d'une corrélation positive entre la volatilité des conditions monétaires (taux d'intérêt et taux de change) et la sigma-convergence budgétaire mise en évidence par le modèle de la section 2. En ce qui concerne l'inflation, alors que le modèle théorique ne permettait pas de définir le signe de la corrélation, les estimations soulignent également l'existence d'une covariation positive. Convergence budgétaire irait donc de pair avec stabilisation des conditions monétaires et de l'inflation de la zone euro.

En second lieu, on observe une réduction très forte de l'estimation de l'élasticité des indicateurs de volatilité à la convergence des soldes (courants ou structurels) sur la période 1990-2000 par rapport à la période 1970-1989 : elle passe ainsi de 1,2-1,4 à 0.3 sur la variance des prix, de 3 ou 4,5 à 0,7-0,9 sur celle des taux d'intérêt, et de 2 à 0.5 pour celle du change. L'hypothèse d'égalité des coefficients est d'ailleurs systématiquement rejetée en faveur d'une diminution pour les variables taux d'intérêt et taux de change aux seuils de risque usuels²⁹. En ce qui concerne l'inflation, l'égalité ne peut être rejetée que dans la régression faisant appel aux variables budgétaires structurelles.

En troisième lieu, aucun changement n'est mis en évidence en ce qui concerne l'élasticité de ces variables à la dispersion des dépenses publiques. Dans ces conditions, la contribution relative de la volatilité des dépenses à la variance des conditions monétaires de l'Union s'est accrue sur la dernière décennie. Si on accepte l'hypothèse raisonnable qu'une partie de la corrélation provient d'une causalité allant des variables budgétaires vers les conditions monétaires et l'inflation de la zone, du point de vue de la stabilisation de ces deux variables, l'hétérogénéité des dépenses publiques est peut-être alors désormais plus préoccupante que celle des soldes budgétaires. En dépit de la convergence des soldes, l'interruption du mouvement de convergence des dépenses serait donc en effet susceptible d'expliquer l'accroissement de la volatilité des trois variables inflation, intérêt et change sur les cinq dernières années³⁰, et il faudrait alors plutôt se préoccuper de l'évolution de la dispersion des dépenses publiques dans l'union que de celle des soldes, sur laquelle se sont presque exclusivement focalisées les mesures de discipline budgétaire jusqu'à présent.

6. Conclusion

La convergence budgétaire présente des aspects variés. Si les critères de finance publique ont conduit à une forte réduction de la dispersion des soldes budgétaires dans les années quatre-vingt-dix, les Etats membres ont pris des options différentes pour réduire leurs déficits. Or la composition de l'ajustement budgétaire, et éventuellement sa taille, constituent les éléments cruciaux de la réussite ou de l'échec des programmes d'ajustement budgétaire (Alesina & Ardagna, 1998). Les difficultés récentes à satisfaire les programmes de stabilité budgétaire dans certains pays de la zone euro témoignent de l'intérêt d'examiner soigneusement les mouvements de convergence ou de divergence des indicateurs budgétaires.

²⁹ Le rejet est obtenu au seuil de 1% ou 5% pour la variance des taux d'intérêt et pour celle du taux de change avec les variables budgétaires courantes et de 10% avec les variables budgétaires structurelles.

³⁰ Voir annexe pour les graphiques des volatilités des conditions monétaires de 1970 à 2000.

Dans cette optique, nos résultats indiquent que la plus grande hétérogénéité budgétaire observée dans la zone euro ces dernières années risque d'être associée à une plus forte volatilité des conditions monétaires et de l'inflation, que cette hétérogénéité provienne de la réponse des politiques budgétaires au ralentissement de la croissance dans la zone (choc symétrique qui accroît l'hétérogénéité des positions budgétaires) ou d'asymétries structurelles dans l'union. Des autorités monétaires soucieuses de la stabilité des conditions monétaires et de l'inflation doivent donc se préoccuper de la convergence des variables budgétaires. Toutefois, il semble que, sur la dernière décennie, le lien entre la volatilité des conditions monétaires et la dispersion des soldes budgétaires se soit nettement affaibli en parallèle avec la forte convergence de ces derniers. En revanche l'influence de la dispersion des dépenses publiques sur la volatilité des conditions monétaires et de l'inflation semble être demeurée constante sur la période 1970-2000. De ce point de vue, les positions budgétaires asymétriques les plus préoccupantes pour la gestion de la politique monétaire commune seraient celles qui concernent les dépenses publiques.

Une question ouverte, sur laquelle il sera intéressant de revenir, est de savoir si l'accroissement de la dispersion des soldes budgétaires, déjà amorcé sur les toutes dernières années, et sans doute appelé à se poursuivre, n'est pas susceptible de renforcer la contribution des soldes relativement à celle des dépenses en ce qui concerne la volatilité des conditions monétaires.

Annexe 1 : Détermination de la forme réduite du modèle

En minimisant (18) sous les contraintes (16) et (17), on obtient le taux d'intérêt optimal (20), qui, réintroduit dans (16) et (17) procure respectivement le revenu et l'inflation sous la politique monétaire optimale, à savoir :

$$(A3) \quad y_t = \frac{E\lambda_t + \rho B \{ \varepsilon \phi \bar{\lambda}_t + \phi(1+\gamma+\eta)\mu_t - \varepsilon(1+\eta)\phi\bar{\mu}_t \}}{(\alpha\theta\phi A)^2 + \rho B^2}$$

$$(A4) \quad \pi_t = \frac{-\alpha\theta\phi A \{ C\lambda_t + \varepsilon\phi\bar{\lambda}_t + \phi(1+\gamma+\eta)\mu_t - \varepsilon(1+\eta)\phi\bar{\mu}_t \}}{(\alpha\theta\phi A)^2 + \rho B^2}$$

$$\text{où } \frac{\rho}{\rho_\pi \sigma^2} \equiv \left[\sigma^2 \rho_y + \rho_r (1+\eta)^2 \right]^{-1}, \quad C \equiv \left[A\rho_y \sigma^2 - (1+\eta)\rho_r \phi(1+\gamma+\eta) \right] \frac{\rho}{\rho_\pi \sigma^2}$$

$$\text{et } E \equiv \rho A \left[B + \frac{\rho_r A(1+\eta)}{\rho_\pi} \left(\frac{1-\beta}{\beta} \right)^2 \right].$$

Le taux d'intérêt optimal fournit directement le taux de change réel optimal, via (12b) :

$$(A5) \quad z_t = \frac{1}{(1-\beta)\sigma} \left[\lambda_t - (1+\eta)y_t \right], \text{ où } y \text{ est défini dans (A3).}$$

L'écart de dépenses publiques dans la zone s'écrit (en utilisant (7), (9) et (10)) :

$$(A6) \quad \bar{g}_t = \bar{\delta}_t - \eta \bar{y}_t = \bar{\delta}_t - \frac{\eta}{A} \left[(1-\varepsilon^2)\bar{\lambda}_t + \gamma\bar{\mu}_t + \gamma\varepsilon(y_t - \mu_t) \right], \text{ où } y \text{ est défini dans (A3) sous la politique monétaire optimale.}$$

Les relations (A3-A6) constituent le système (21) du texte.

Annexe 2 : Valeur des paramètres a_{ij}

$$D \equiv (\alpha\theta\phi A)^2 + \rho B^2$$

$$a_{11} = \left[\frac{\alpha\theta\phi AC}{D} \right]^2, a_{21} = \left[\frac{\alpha\theta\phi^2 A}{D} \right]^2 \varepsilon^2, a_{31} = \left[\frac{\alpha\theta\phi^2 A(1+\gamma+\eta)}{D} \right]^2, a_{41} = \left[\frac{\alpha\theta\phi^2 A(1+\eta)}{D} \right]^2 \varepsilon^2$$

$$a_{12} = \left[\frac{E}{D} \right]^2, a_{22} = \left[\frac{\phi\rho B}{D} \right]^2 \varepsilon^2, a_{32} = \left[\frac{\phi\rho B(1+\gamma+\eta)}{D} \right]^2, a_{42} = \left[\frac{\phi\rho B(1+\eta)}{D} \right]^2 \varepsilon^2$$

$$a_{13} = \left[1 - \frac{(1+\eta)E}{D} \right]^2 [\alpha\theta\beta\phi]^{-2}, a_{23} = \left[\frac{1+\eta}{\alpha\theta\beta\phi} \right]^2 a_{22}, a_{33} = \left[\frac{1+\eta}{\alpha\theta\beta\phi} \right]^2 a_{32}, a_{43} = \left[\frac{1+\eta}{\alpha\theta\beta\phi} \right]^2 a_{42},$$

$$a_{14} = \left[\frac{\eta\gamma\varepsilon E}{AD} \right]^2, a_{24} = \left(\frac{\eta}{A} \right)^2 \left\{ (1-\varepsilon^2) + \gamma \left[\frac{\phi\rho B}{D} \right] \varepsilon^2 \right\}^2$$

$$a_{34} = \left(\frac{\gamma\varepsilon\eta}{A} \right)^2 \left\{ \left[\frac{\phi\rho B(1+\gamma+\eta)}{D} \right] - 1 \right\}^2, a_{44} = \left(\frac{\gamma\eta}{A} \right)^2 \left\{ 1 + \varepsilon^2 \left[\frac{\phi\rho B(1+\eta)}{D} \right] \right\}^2$$

Annexe 3 : Le modèle avec stabilisateurs automatiques hétérogènes

Cette annexe présente une extension du modèle pour des stabilisateurs automatiques hétérogènes. Les politiques budgétaires sont désormais définies par :

$$(A7) \quad g_{it} = \delta_{it} - \eta_i y_{it}, \text{ pour } i = h, f$$

avec : $\eta_h = (1+\chi)\eta$ et $\eta_f = (1-\chi)\eta$ où $\chi^2 < 1$ s'interprète comme le degré d'hétérogénéité des stabilisateurs automatiques.

Pour simplifier la résolution, on supposera l'absence d'hétérogénéité du côté de l'offre ($\varepsilon = 0$). Les relations (7) à (10) s'écrivent désormais :

$$(A8) \quad y_t^s = \alpha\theta\pi_t + \alpha\theta\beta z_t + \mu_t$$

$$(A9) \quad (1+\eta)y_t^d = -a\beta z_t - br_t + \lambda_t - \eta\chi\bar{y}_t$$

$$(A10) \quad \bar{y}_t^s = \alpha\theta\bar{p}_t + \bar{\mu}_t$$

$$(A11) \quad (1+\eta)\bar{y}_t^d = -a\bar{p}_t + \bar{\lambda}_t - \eta\chi y_t$$

où l'on a anticipé sur le fait que $E_{t-1}\pi_t=0$ (pas de biais inflationniste).

La résolution de ce système (avec la relation (12b)) procure le revenu moyen et l'inflation moyenne dans l'union en fonction du taux d'intérêt :

$$(A12) \quad y_t = \frac{(1+\gamma+\eta)[\lambda_t - \sigma r_t] - \eta\chi[\bar{\lambda}_t + \gamma\bar{\mu}_t]}{F}$$

$$(A13) \quad \pi_t = \frac{y_t - \mu_t}{\alpha\theta} - \frac{\beta}{1-\beta}r_t$$

$$\text{où : } F \equiv (1+\gamma+\eta)(1+\eta) - \eta^2\chi^2$$

On en tire les nouveaux coefficients optimaux de la règle de Taylor : $r_t = \Phi y_t + \Omega \pi_t$, avec :

$$(A14a) \quad \Phi \equiv \frac{\rho_y}{\rho_r} \left[\frac{(1+\gamma+\eta)\sigma}{F} \right] \Rightarrow \frac{d\Phi}{d\chi^2} > 0$$

$$(A14b) \quad \Omega \equiv \frac{\rho_\pi}{\rho_r} \left[\Phi \frac{\rho_r}{\rho_y} + \frac{\beta}{1-\beta} \right] \Rightarrow \frac{d\Omega}{d\chi^2} = \frac{\rho_\pi}{\rho_y} \frac{d\Phi}{d\chi^2} > 0$$

Si les stabilisateurs automatiques deviennent plus hétérogènes, la politique monétaire définie par la règle de Taylor optimale doit devenir plus réactive à la fois au revenu moyen et à l'inflation moyenne dans l'union. Ces résultats s'interprètent de la même manière que dans le texte : dans une union plus hétérogène, la politique monétaire est moins efficace, de sorte qu'il faut accroître les coefficients de réaction de la règle optimale.

Annexe 4 : Canal de transmission des chocs et corrélation entre convergence budgétaire et volatilité des conditions monétaires

Figure 2.1 : Chocs symétrique ou asymétrique

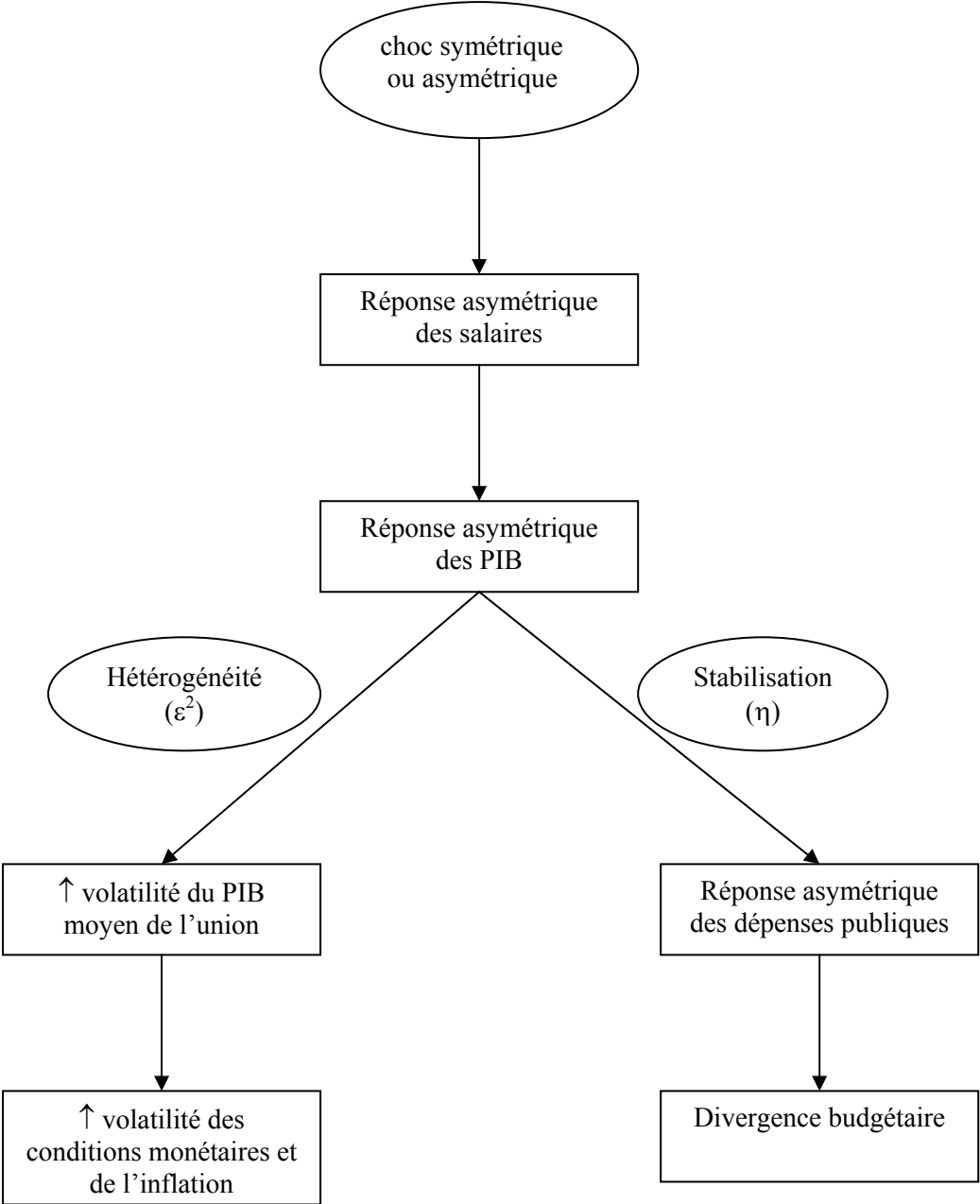


Figure 2.2 : Réduction de l'hétérogénéité structurelle

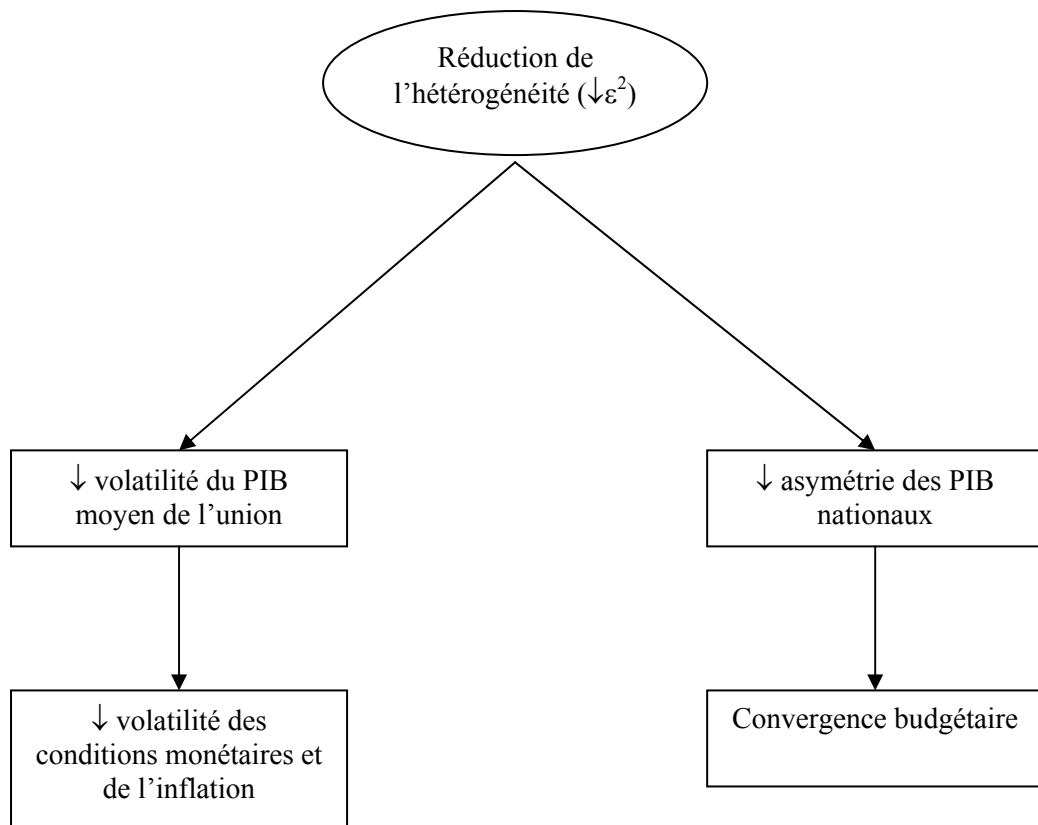
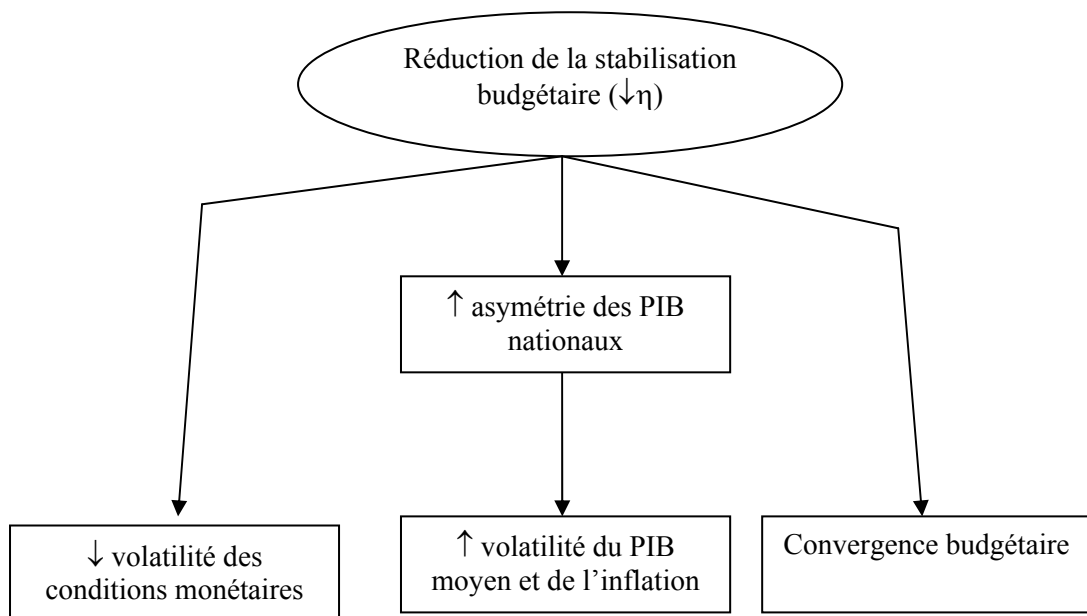
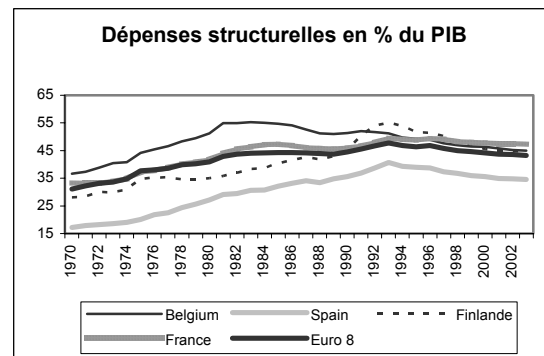
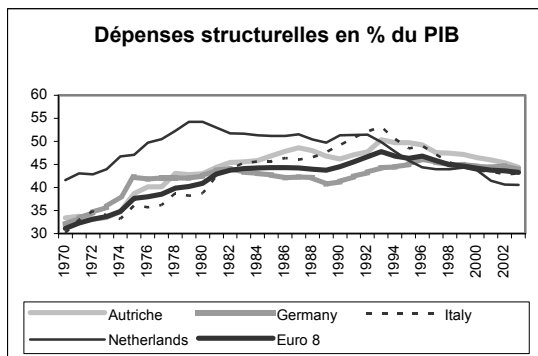
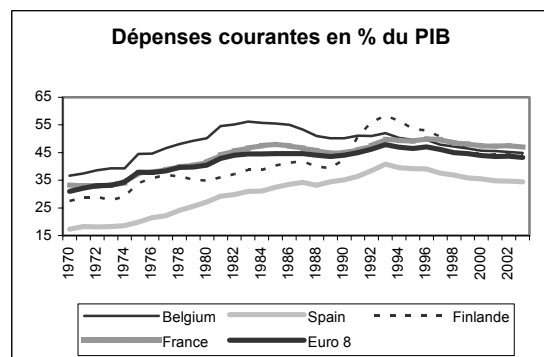
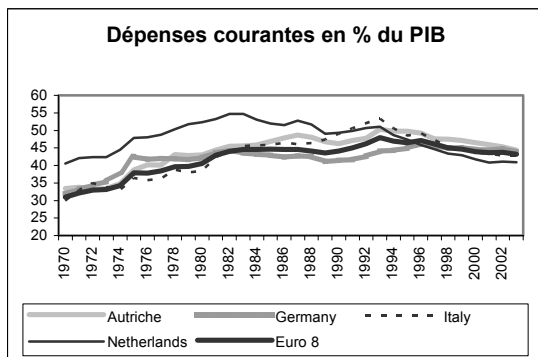
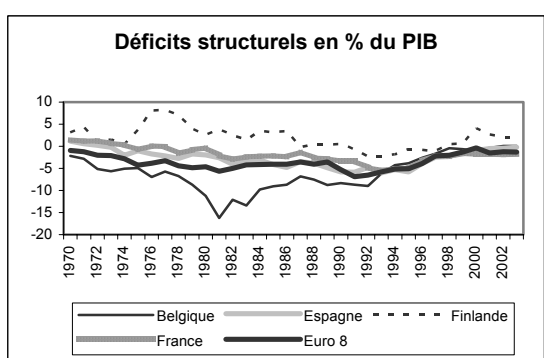
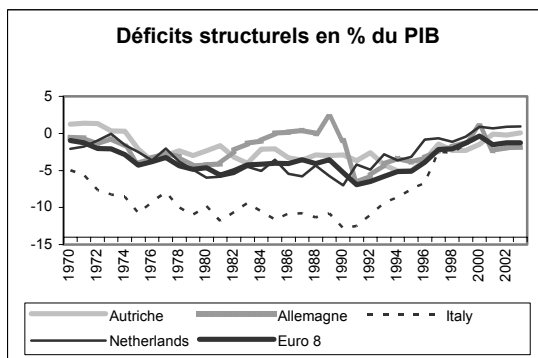
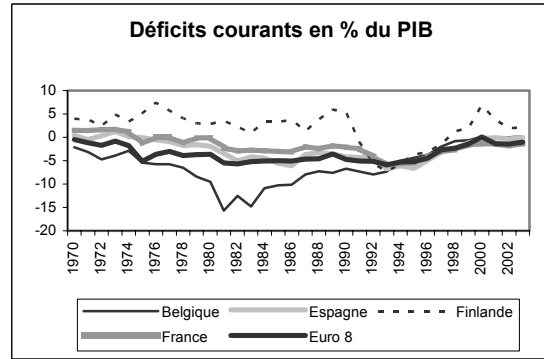
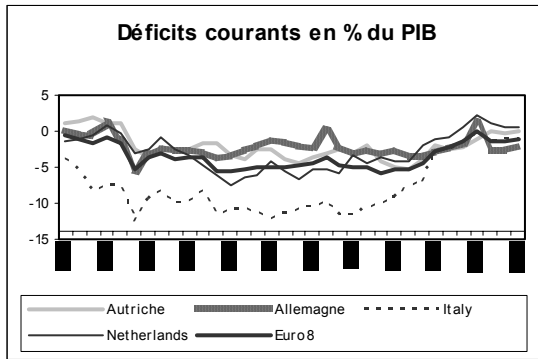
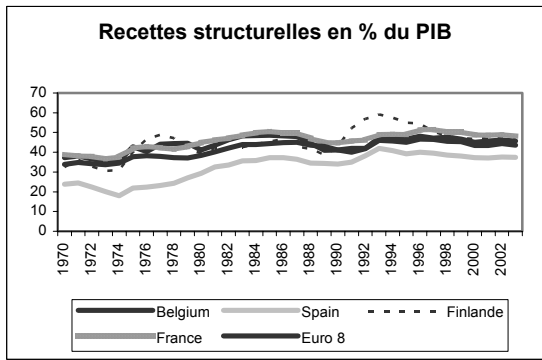
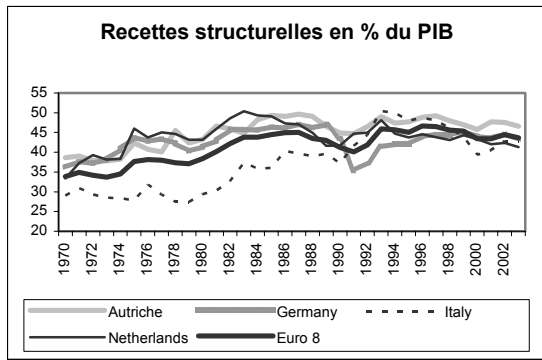
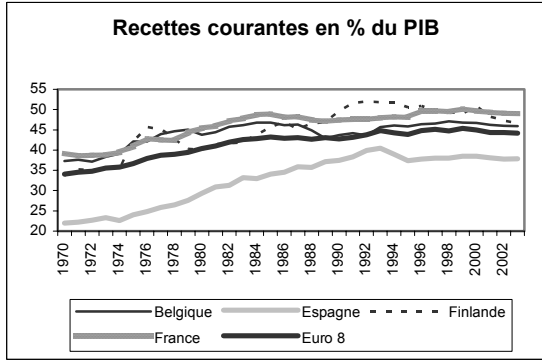
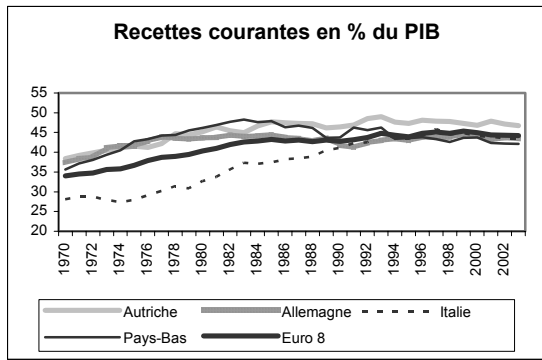


Figure 2.3 : Réduction des stabilisateurs automatiques

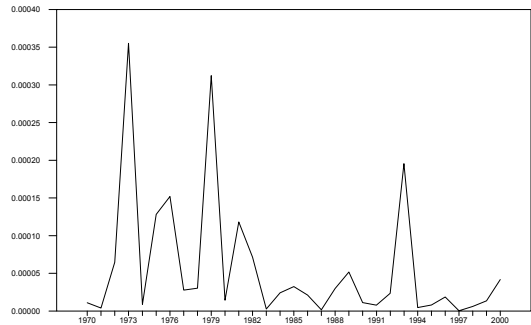
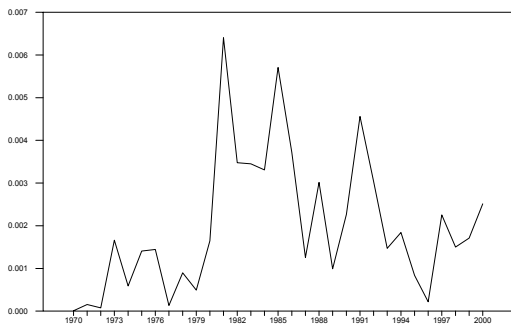


Annexe 5 : Evolution des données budgétaires par pays



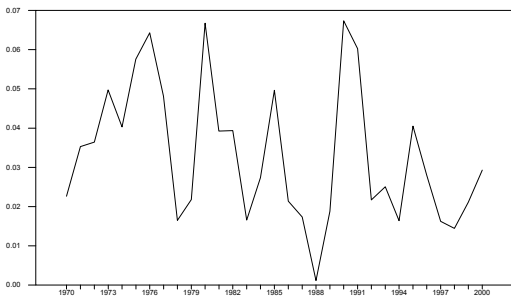


Annexe 6 : Volatilités des conditions monétaires et de l'inflation (zone euro)



Volatilité du taux de change euro/dollar

Volatilité des taux d'intérêt à court terme



Volatilité de l'inflation

Références :

- Alesina A. & Ardagna S. (1998) : « Tales of Fiscal Adjustments », *Economic Policy*, octobre.
- Alesina A. et R. Perroti (1995) : « Fiscal expansions and adjustment in OECD countries », *Economic Policy* n°21, 205-240.
- Alesina A. et R. Perroti (1997) : « Fiscal adjustments in OECD countries : composition and macroeconomic effects », *IMF Staff Papers* vol.44 n°2, 210-248.
- Artus P. (2001) : « Coordination ou concurrence fiscales dans la zone Euro ? », CDC document de travail 2001-87/MA, décembre.
- Barro R.J. (1979) : « On the Determination of Public Debt », *Journal of Political Economy*, 87(5), 940-971.
- Barro R.J. & Sala I Martin X. (1992) : « Convergence », *Journal of Political Economy*, 100, avril, 223-251.
- Bai J. (1997) : « Estimating multiple breaks one at a time », *Econometric Theory*.
- Bayoumi T. & Eichengreen B. (1994) : « The Political Economy of Fiscal Restriction : Implications for Europe and the United States », *European Economic Review*, 38, 783-791.
- Bayoumi T. et P. Masson (1994) : « Fiscal flows in the United-States and Canada : lessons for monetary union in Europe », *CEPR Discussion Paper* n°1057.
- Bénassy-Quéré A. et A. Labrèche-Révil (1999) : « Monnaie unique, fiscalité unique ? », *La Lettre du CEPII* n°185.
- Blanchard O. (1990) : « Suggestions for a new set of fiscal indicators », *OECD Working Papers* n°79, reprinted in Contributions to Economic Analysis H. A. A. Verbon et F. A. A. M. Winden en 1993.
- Blejer M. I. et A. Cheasty (1991) : « The measurement of fiscal deficits : analytical and methodological issues », *Journal of Economic Literature* vol. XXIX, pages 1644-1678.
- Blinder A. (1997) : « What central bankers could learn from academics – and vice versa », *Journal of Economic Perspectives*, 11(2), 3-19.
- Blundell, R.W. et Bond, S.R. (1998) : « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Boone L. (1997) : « Symétrie des chocs et Union Européenne », *Economie Internationale*, 70, 5-36.
- Bouthevillain C., Cour-Thimann P., Van der Dool G., Hernandez de Cos P., Langenus G., Mohr M., Momigliano S. et Tujula M. (2001) : « *Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach* », *September, ECB Working Paper*, N°77.
- Bouthevillain C. (2002) : « Filtre de Hodrick-Prescott et choix de la valeur du paramètre lambda », Banque de France, NER n° 89, Juillet.
- Bouthevillain C. & Garcia S. (2000) : « Limites des méthodes d'évaluation et pertinence du concept de déficit public structurel », *Revue française d'économie*, XV(1), 75-121.
- Brandner P., Diebalek L. & Schuberth H. (1998) : « Structural Budget Deficits and Sustainability of Fiscal Positions in the European Union », *Osterreichische Nationalbank*, WP 26, février.
- Bruno C. (1999a) : « La convergence des politiques budgétaires européennes et de leurs effets réels », in La convergence des Economies Européennes, étude coordonnée par C. Tavéra chez Economica, pages 163-182.
- Bruno C. (1999b) : « Les déficits publics en Europe : suggestion pour un nouvel indicateur de l'orientation de la politique budgétaire », *Document de Travail de l'OFCE* n°99-05.

Carree M. & Klomp L. (1997) : «Testing the Convergence Hypothesis : A Comment », *Review of Economics and Statistics*, 79, 683-686.

Carree, R., Klomp, L. & Thurik, A.R. (1999) : «Productivity Convergence in OCDE Manufacturing Industries » Centre for Advanced Small Business Economics, Erasmus University Rotterdam.

Clarida R. & Gali J. (1994) : « Sources of Real Exchange Rate Fluctuations : How Important are Nominal Shocks ? », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1-56.

Commissariat Général au Plan (1999) : Le gouvernement économique de la zone euro, Rapport du groupe présidé par R. Boyer, La documentation Française.

Commission Européenne (1995) : « Method for the Cyclical Adjustment of Budget Balances », *European Economy*, 60, 35-90.

Coudert V. et B. Mojon (1997) : « Asymétries financières et transmission de la politique monétaire en Europe », *Economie et Prévision* n°128, pages 41-60.

Creel J. et H. Sterdyniak H. (1995) : « Les déficits publics en Europe : causes, conséquences ou remèdes à la crise », *Revue de l'OFCE* n°54, pages 57-100.

De Bandt O. & Mongelli P. (2000) : « Convergence of Fiscal Policies in the Euro Area », ECB WP n°20, mai.

Easterly W. (1999) : « When is Fiscal Adjustment an Illusion ? », *Economic Policy*, avril, 57-86.

Fagan G., Henry J. & Mestre R. (2001) : «An area-wide model for the euro area», ECB WP N°42, janvier.

Frémont A., Méliitz J. & Zumer F. (2000) : « Discrimination par le marché entre les dettes des Etats membres de l'UEM », *Revue de l'OFCE*, 72, janvier, 39-59.

Fuss C. (1999), Mesures et tests de convergence : une revue de la littérature, *Revue de l'OFCE*, 69, Avril, p.221 – 249.

Giavazzi F., Jappelli T. & Pagano M. (2000) : « Searching for Non-linear Effects of Fiscal Policy », NBER WP 7460, janvier.

Hakkio C.S. (1996) : « The Effects of Budget Deficit Reduction on the Exchange Rate », *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third Quarter, 21-38.

Hall S. G., D. Robertson et M. R. Wickens (1992) : « Measuring convergence of the EC economies », *The Manchester School*, vol. LX, pages 99-111.

Hénin P. Y. et Y. Le Pen (1995) : « Les épisodes de la convergence européenne », *Revue Economique* n°46, pages 667-677.

Hoeller P., M-O. Louppe et P. Vergriete (1996) : « Fiscal relations within the European Union », *OECD Working papers* n°163.

Hugounenq R., J. Le Cacheux et T. Madiès (1999) : « Risques de concurrence fiscale en Europe », *Lettre de l'OFCE* 189.

Im, K.S. et Lee, J. (1999) : « LM unit root test with panel data ; a test robust to structural change », manuscrit non publié, Wichita State University 1999.

Im, K.S, Peasaran, M.H. et Shin, Y. (1997) : « Testing for unit roots in heterogeneous panels », manuscrit non publié, Université de Californie, San Diego.

Le Bihan (2002) : « PIB Potentiel : une approche par les ruptures de tendance », Banque de France, NER n°89, Juillet.

- Lichtenberg, F. R. (1994), « Testing the Convergence Hypothesis », *Review of Economics and Statistics*, 76, 576-579.
- Litterman R.B. (1983) : « A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series », *Journal of Business & Economic Statistics*, 1, 2, 169-173.
- Lucas R.J. (1973) : « Some international evidence on output-inflation tradeoffs », *American Economic Review* 63, pages 326-334.
- Millar J. (1997) : « The Effects of Budget Rules on Fiscal Performance and Macroeconomic Stabilization », Banque du Canada, WP 97-15, juin.
- Nehls-Obegi S. & Ripert M.P. (2000) : « Zone Euro : des obstacles à franchir avant la disparition des dettes publiques », CDC Flash n°2000-169, 22 septembre 2000.
- Ng, S. & P. Perron (1995) : « Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag », *Journal of the American Statistical Association*, 90: 268–281.
- Peasaran, H.H. & Shin Y. (1996), "Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium," *Journal of Econometrics*, 71:117-143.
- Penot A., Pollin J.P. & Seltz V. (2000) : « Hétérogénéité de la zone Euro et politique monétaire unique », mimeo, Colloque du GDR « Economie Monétaire et Financière », Lisbonne, juin.
- Perron, P. (1997) : « Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables », *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- Rogoff K. (1985) : « Can international monetary policy cooperation be counterproductive », *Journal of International Economics* 18, pages 199-217.
- Roubini N. & J. Sachs (1989) : « Government spending and budget deficit in the industrial countries », *Economic Policy* 8, 99-132.
- Schmidt, P. et Phillips, P.C.B. (1992) : « LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 257-287.
- Tavéra C. (1999) : « Convergence au sens de Maastricht, convergence économique et convergence structurelle. Concepts et tests économétriques », in La convergence des Economies Européennes, étude coordonnée par C. Tavéra, Economica, 19-52.
- Taylor J. (1998) : « An Historical Analysis of Monetary Policy Rules », NBER WP n°6768, octobre.
- Villieu P. (2000) : « Elargissement de l'Union monétaire et coordination des politiques budgétaires : un point de vue », *Annales d'Economie et de Statistique*, 59, septembre, 137-163.
- Villieu (2001) : « Convergence budgétaire, taux d'intérêt et taux de change dans une union monétaire hétérogène », mimeo.
- Villieu P. (2003) : « Pacte de stabilité, crédibilité du policy mix et coordination des politiques budgétaires en union monétaire », *Revue Economique*, 54(1), janvier, 25-46.
- Vogelsang, T. J. (1997) : « Wald-Type Tests for Detecting Shifts in the Trend Function of a Dynamic Time Series », *Econometric Theory* 13, 818—849.
- Wu J.L (2000) : « Mean reversion of the current account : evidence from the panel data unit-root test » *Economics Letters*, vol 66(2) pp 215-222.
- Zumer F. (1998) : « Stabilisation et redistribution budgétaires entre régions : Etat centralisé, Etat fédéral », *Revue de l'OFCE* 65, 243-289.